

D

# DOCUMENT D'ÉTUDES

## LES DÉTERMINANTS DE L'EMPLOI NON-SALARIE EN FRANCE DEPUIS 1970

Par  
*Grégoire LURTON\**  
*Fabien TOUTLEMONDE\*\**

N° 129  
Septembre 2007

**Les documents d'études sont des documents de travail ;  
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs  
et ne représentent pas la position de la DARES.**

\* - ENSAE  
\*\* - DARES

# Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970

Grégoire LURTON (Ensa<sup>1</sup>), Fabien TOUTLEMONDE (Dares<sup>2</sup>)

## Résumé

Moins d'un travailleur sur dix en France est aujourd'hui non-salarié. Cette situation est le résultat de mutations économiques profondes ayant affecté le non-salariat, qui a vu ses effectifs divisés par deux depuis le début des années 1970. Cette évolution doit beaucoup au recul de l'emploi agricole durant cette période de forts gains de productivité dans l'agriculture, mais les déterminants de l'évolution des effectifs non-salariés dans les secteurs non-agricoles sont eux mal connus.

Nous présentons ici le modèle SENS (Simuler l'Emploi Non-Salarié). Ce modèle a pour objet de mieux comprendre les évolutions de la composante non-agricole du non-salariat à l'aune de deux mécanismes explicatifs identifiés dans la littérature : le non-salariat « entrepreneurial », d'une part, se développe quand l'espérance de gains des non-salariés augmente ; le non-salariat « par défaut », d'autre part, traduit un comportement d'activité qui se développe lorsque les perspectives sur le marché du travail salarié se dégradent.

Le modèle SENS indique qu'à long terme, deux facteurs structurels influent sur la proportion de non-salariés dans les secteurs non-agricoles : la recomposition du secteur des commerces avec l'apparition des grandes surfaces a alimenté le repli de l'emploi non-salarié, tandis que le vieillissement de la population active dynamise progressivement l'emploi non-salarié. Trois facteurs conjoncturels permettent d'expliquer des fluctuations de plus court terme : le dynamisme des créations d'entreprise, l'évolution du chômage (logique de non-salariat « par défaut ») et les perspectives de création de richesse que laissent entrevoir la conjoncture (logique de non-salariat « entrepreneurial »). Quelques modélisations alternatives permettent d'évaluer la robustesse du modèle, confirmant ses qualités explicative et prédictive.

Les auteurs remercient Ronan Mahieu pour son soutien, ses suggestions et ses nombreuses relectures tout au long de ce travail, ainsi que Christine Lagarenne pour sa relecture attentive et ses remarques constructives. Les auteurs remercient également Patrick Aubert, Magali Beffy, Ali Hachid et Christelle Vallon de l'Insee, Christine Charpail, Catherine Daniel, Hervé Huyghues-Despointes et Brigitte Roguet de la Dares, Cédric Audenis et Valentine Henrard de la DGTPE, l'équipe gestionnaire du répertoire SIRENE à l'Insee, les services de la DCASPL et André Letowski de l'APCE pour leur collaboration et leurs suggestions qui ont alimenté l'élaboration de ce document.

---

<sup>1</sup> ENSAE (Ecole Nationale de la Statistique et de l'Administration Economique), 3 rue Pierre Larousse, 92245 Malakoff cedex.

<sup>2</sup> Mission Analyse Economique (MAE), Ministère du travail, des relations sociales et des solidarités / Ministère de l'économie, des finances et de l'Emploi, Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques (Dares), 39-43 quai André Citroën, 75739 Paris Cedex 15.

# Sommaire

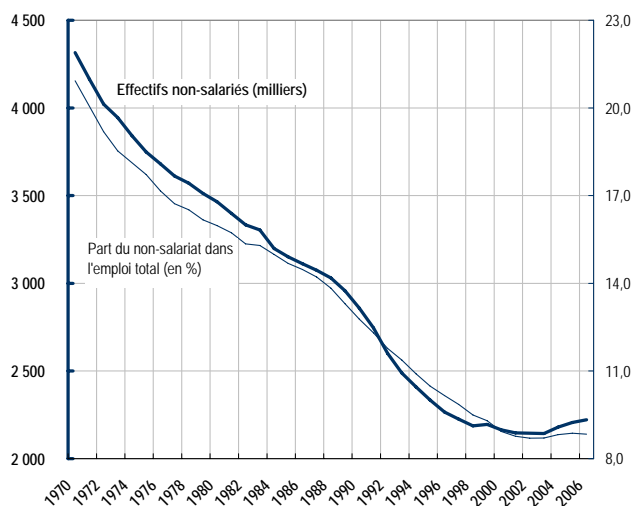
Sommaire .....	3
1. Introduction .....	4
2. Cadrage général sur l'emploi non-salarié en France .....	7
2.1 Quelques éléments de définitions .....	7
2.1.1 Pas de définition juridique positive mais une jurisprudence .....	7
2.1.2 Une définition économique .....	7
2.1.3 ... qui détermine la définition statistique des sources administratives .....	7
2.1.4 Limites de l'approche statistique .....	8
2.2 Trois principales sources de données sont mobilisables .....	9
2.2.1 L'enquête Emploi .....	9
2.2.2 Les sources « administratives » .....	10
2.2.3 Différences entre ces deux sources .....	11
2.2.4 L'enquête Sine .....	11
2.3 Principales caractéristiques et évolutions de l'emploi non-salarié .....	11
2.4 L'emploi non-salarié chez les principaux partenaires économiques .....	13
3. Description et construction de variables explicatives .....	16
3.1 Evolutions de long terme et déterminants structurels .....	16
3.1.1 La place de l'agriculture .....	16
3.1.2 La restructuration du secteur du commerce de détail .....	17
3.1.3 Démographie et structure par âge de la population active .....	19
3.2 Evolutions de court terme et déterminants conjoncturels .....	20
3.2.1 Le taux de chômage au sens du BIT .....	20
3.2.2 L'espérance de gain des entrepreneurs .....	21
3.2.3 L'Aide aux Chômeurs Créateurs ou Repreneurs d'Entreprise (Accre) .....	22
3.2.4 Les créations pures d'entreprise .....	23
3.3 Construction de séries longues et étude de stationnarité .....	24
4. Un modèle explicatif des évolutions de l'emploi non-salarié en France .....	25
4.1 Objectifs et méthodes retenus pour la modélisation .....	25
4.2 Spécification de la relation de long terme .....	26
4.3 Spécification de la relation de court terme .....	28
5. Quelques variantes de modélisation .....	30
5.1 Exploration d'alternatives pour la relation de long terme .....	30
5.2 Discussion des quatre modèles qui en découlent .....	31
6. A l'épreuve de la simulation dynamique .....	33
6.1 Objectifs et méthode de la simulation dynamique .....	33
6.2 Adéquation, robustesse et capacité prédictive .....	34
6.3 Comprendre le retournement de l'emploi non-salarié au début des années 2000 .....	36
Conclusion .....	37
Annexe A : Rétopolation des variables « Parts de marché des grande surfaces dans le commerce alimentaire de détail » (PDMGC) et « Aide aux Chômeurs Créateurs d'Entreprise » (Accre) .....	38
A.1 Part de marché des grande surfaces dans le commerce alimentaire de détail (PDMGC) .....	38
A.2 Proportion d'actifs par âge dans la population active .....	40
A.3 Aide aux Chômeurs Créateurs d'Entreprise (ACCRE) .....	41
Annexe B : Créations d'entreprise et emploi .....	43
B.1 Flux de créations d'entreprise et évolution du parc d'entreprises en France .....	43
B.2 Impact sur l'emploi de la création d'entreprise .....	45
B.3 Quelle élasticité de l'emploi non-salarié aux créations d'entreprise ? .....	45
Annexe C : Quelques outils d'économétrie des séries temporelles mobilisés pour l'estimation .....	47
C.1 Tests de stationnarité .....	47
C.2 Traitement de la cointégration dans la relation de long-terme .....	48
C.3 Références bibliographiques .....	49
Bibliographie .....	50
Table des illustrations .....	51

## 1. Introduction

Le non-salariat est une catégorie statistique mal identifiée, généralement définie « en négatif » comme le complémentaire, dans l'emploi total, du salariat, retenu comme la catégorie centrale de l'analyse statistique de l'emploi ou du droit du travail. Une autre raison de la méconnaissance du non-salariat est le peu de travaux économétriques qui lui ont jusqu'alors été consacrés, tant la baisse régulière qui a affecté ses effectifs depuis les années 1970 semblait le vouer à n'occuper qu'une place marginale dans les sociétés modernes. En particulier, la prévision de l'évolution de l'emploi non-salarié consistait généralement en une simple prolongation de la tendance observée les années précédentes, sans qu'une connaissance plus poussée des mécanismes sous-jacents de cette évolution ne semble nécessaire pour améliorer cette prévision.

Cependant, depuis le début des années 1990, on observe un regain de vitalité du non-salariat dans les économies de l'OCDE, qui s'est en particulier caractérisé en France, à partir de 2003 et pour la première fois depuis 1970, par une augmentation de ses effectifs<sup>3</sup>.

**Graphique 1 : Effectifs non-salariés en France depuis 1970, en milliers, et part dans l'emploi total, en %**



Sources : Insee, section synthèse et conjoncture de l'emploi.

Lecture : Les effectifs non-salariés se lisent à gauche, en milliers. La part des non-salariés dans l'emploi total se lit à droite, en pourcentage.

La technique de prévision de l'emploi qui consistait à traiter l'évolution de l'emploi non salarié comme une marche aléatoire, et à reporter à la période  $t$  l'évolution de la période  $t-1$  ne semble désormais plus pertinente, les conditions passées de cette évolution ayant vraisemblablement été modifiées.

C'est à la fois le constat de l'insuffisante connaissance des ressorts du non-salariat et de la pauvreté des instruments de suivi et de prévision de son évolution qui ont motivé cette étude et guidé notre réflexion. Ce travail vise donc à poser les bases d'une compréhension positive de la catégorie

<sup>3</sup> Si la diminution des effectifs non salariés a dans les faits commencé avant 1970, les données disponibles pour cette étude ne nous permettent de nous intéresser qu'à la période 1970-2005.

statistique « non-salariés », pouvant permettre de développer des outils d'analyse et de prévision pertinents, répondant aux préoccupations des praticiens de l'analyse conjoncturelle de l'emploi.

La littérature anglo-saxonne sur le sujet comprend plusieurs articles cherchant à déterminer les ressorts du non-salariat. L'idée sous-jacente à ces articles est que le non-salariat (concept assez proche de celui de *self-employment* utilisé dans les pays anglo-saxons) est créateur d'emploi [Manser, Picot, 1999]. Le développement du non-salariat peut alors être considéré comme une piste pour la politique de l'emploi. En France, les études récentes ont aussi permis de montrer que la dynamique de l'emploi non-salarié pouvait donner naissance à de l'emploi salarié [Thirion, Demoly, 2003].

Du point de vue du comportement des agents susceptibles de choisir d'aller ou non vers le non-salariat, deux mécanismes peuvent être mis en évidence, aux logiques économiques et aux contextes conjoncturels opposés. Une première série de travaux insiste sur un non-salariat « entrepreneurial », qui attire les travailleurs en leur offrant des opportunités de gains plus forte que le travail salarié, tandis qu'une autre partie de la littérature souligne l'existence d'un non-salariat « par défaut », considéré comme une alternative à un marché du travail salarié défaillant [Rissman, 2003]<sup>4</sup>. Dans le premier cas, l'impact sur l'emploi non-salarié est a priori positif en période d'amélioration de la conjoncture, porteuse d'une plus grande espérance de gains pour les entrepreneurs. Dans le second cas, c'est à la suite d'une période de conjoncture dégradée, lorsque le chômage –et notamment le chômage de longue durée– s'accroît, que des agents vont avoir une plus grande propension à se diriger vers l'emploi non-salarié.

L'étude des comportements économiques des agents permet donc d'appréhender une première catégorie de déterminants de l'emploi non-salarié, opérant à court terme et conditionnés pour partie par la conjoncture. Elle peut être complétée par l'étude de l'impact des politiques publiques influant sur l'emploi non-salarié, soit directement par le canal budgétaire comme par exemple l'Aide aux Chômeurs Créateurs d'Entreprise (Accre, dispositif introduit dès 1979), soit indirectement par la stimulation de la création d'entreprise, en empruntant le canal réglementaire ou par celui des politiques d'offre (annexe B).

Enfin, les travaux descriptifs réalisés sur les statistiques de l'emploi non-salarié suggèrent l'existence d'un faisceau de déterminants plus structurels, liés à la répartition sectorielle et territoriale de l'emploi non-salarié et aux caractéristiques individuelles des non-salariés (âge, sexe, origine sociale et trajectoire professionnelle passée par exemple). Deux phénomènes en particulier nous ont paru avoir un impact notable : d'une part, le développement de la grande distribution s'est traduit par une forte restructuration du secteur du commerce, doublée d'une salarisation massive de l'emploi de ce secteur qui pèse sur les chiffres agrégés de l'emploi non-salarié ; d'autre part, la probabilité de rester non-salarié croît avec l'âge et le niveau de diplôme des actifs<sup>5</sup>, du fait notamment de la meilleure résistance des entreprises créées par des personnes déjà « expérimentées », si bien que la structure par âge de la population active peut avoir un effet sur les effectifs non-salariés [Befy 2006].

Afin de tenir compte de l'ensemble de ces informations, notre étude s'articulera autour de cinq étapes. Un cadrage général de l'emploi non-salarié en France balayera les éléments de définition et les différentes sources de données mobilisables, mais aussi les principales caractéristiques de l'emploi non-salarié et ses principales évolutions sur les trente dernières années, en France comme chez nos principaux partenaires économiques. Nous décrirons alors les variables statistiques que nous avons

---

<sup>4</sup> Ellen Rissman remarque cependant que l'intérêt de l'utilisation du non-salariat comme outil de politique de l'emploi est ambigu. « If self-employment is chosen because of a lack of opportunities in wage work, then supplementing self-employment through tax breaks and less restrictive lending standards may be an inferior way for workers to escape poverty », [Rissman 2003], page 3.

<sup>5</sup> « L'effet du diplôme est confirmé : plus le diplôme est élevé, plus la probabilité d'être non-salarié est forte » et « L'âge constitue aussi un facteur explicatif important du non-salariat [...] la probabilité de rester en activité, et donc d'être non-salarié, est plus élevée pour les plus âgés », [Befy, 2006], page 149.

cherché à mobiliser pour identifier les déterminants structurels et conjoncturels de l'emploi non-salarié en France. Ceci nous conduira à proposer un modèle explicatif de ses évolutions, pour lequel nous donnerons quelques éléments éclairant les choix retenus pour la spécification. Nous discuterons également sa qualité au regard de spécifications alternatives « de bon sens ». Enfin, nous soumettrons ce modèle –dont nous soulignons dès maintenant le caractère fragile et imparfait- à un certain nombre de tests de robustesse et évaluer sa capacité prédictive. Nous verrons alors que, malgré son caractère imparfait et fragile, cette première tentative de modélisation a deux mérites : elle permet, d'une part, de capter le retournement récent de l'emploi non-salarié et d'en proposer une explication ; elle conduit, d'autre part, à ouvrir des pistes de réflexion, tant sur le non-salariat comme composante à part entière des mécanismes économiques de l'emploi que sur la construction d'outils de prévision ou d'estimateurs infra-annuels de l'emploi non-salarié, dont les données des sources administratives, ne sont à ce jour diffusées que sur une base annuelle.

## 2. Cadrage général sur l'emploi non-salarié en France

### 2.1 Quelques éléments de définitions

Le non-salariat peut être approché sous plusieurs angles assez distincts se rapportant à trois types de définition : juridique, économique et statistique. Cette dernière indique ce qu'est le non-salariat effectivement observable et susceptible d'être analysé, ce qui n'est pas le cas des deux premières définitions, plus théoriques, qui donnent une définition a priori du non-salariat.

#### 2.1.1 Pas de définition juridique positive mais une jurisprudence

Il n'existe pas de définition juridique positive du non-salariat, mais la jurisprudence lui donne pour définition d'être une forme d'emploi qui suppose :

- la non-subordination hiérarchique du travailleur ;
- la possession d'une clientèle propre.

Ce ne sont donc pas ici des critères économiques qui prévalent, mais des critères portant sur les conditions de travail des personnes concernées.

Le salariat est quant à lui considéré comme une dépendance de l'exécutant vis-à-vis du donneur d'ordre<sup>6</sup>. Une activité déclarée comme de la sous-traitance peut d'ailleurs être requalifiée en salariat si les juges considèrent que le travailleur, bien que régulièrement inscrit au Répertoire des métiers, exerce son activité dans des conditions caractérisant un lien de subordination juridique permanent à l'égard du donneur d'ordre, ce qui est susceptible de caractériser un travail clandestin par dissimulation de salariat (article L. 324-10. 3ème du Code du travail).

#### 2.1.2 Une définition économique...

On définit le salariat comme l'ensemble des personnes qui :

- sont liées à un employeur par un contrat de travail ;
- reçoivent une rémunération forfaitaire en contrepartie de ce travail.

Peuvent se rajouter à cette définition la subordination hiérarchique du travailleur vis-à-vis de son employeur et le financement des droits sociaux du salarié par l'employeur. Ce sont donc ici à la fois des critères d'organisation du travail et de relations économiques qui définissent le salarié. En négatif de cette approche, le non-salarié serait alors un travailleur dont l'emploi n'est pas défini par un contrat de travail, dont la rémunération peut varier en fonction de différents paramètres, qui n'est pas soumis à une subordination hiérarchique, et qui supporte personnellement en totalité ses frais de sécurité sociale.

#### 2.1.3 ... qui détermine la définition statistique des sources administratives

Pour enregistrer les individus comme étant salariés ou non, les organismes statistiques utilisent des critères de définition théorique qui leur permettent de constituer des sous-ensembles de population homogènes. La classification des travailleurs comme salariés ou non-salariés se fonde donc

---

<sup>6</sup> Il existe un débat juridique sous-jacent à cette définition, qui est celui de la charge de la preuve de la dépendance. La loi du 11 février 1994 (loi Madelin) stipulait que toute personne physique ayant fait l'objet d'une immatriculation était présumée non-salariée. Cette présomption pouvait être combattue par le travailleur ou par les organismes de recouvrement des cotisations de sécurité sociale. Considérant que ces dispositions pouvaient être un moyen de contourner les règles protectrices du Code du travail et les règles de protection sociale contenues dans le Code de la sécurité sociale, les lois Aubry II (19 janvier 2000) ont aboli cette présomption. Par la suite, la loi Dutreil pour l'initiative économique (1er août 2003) l'a rétablie. Ces oscillations ont pu influencer marginalement le recensement des non-salariés.

essentiellement sur leur statut. En France, la définition statistique diffère légèrement entre les deux sources permettant de comptabiliser les non-salariés (sources dites « administratives » et enquête Emploi). La définition la plus étroite est celle qui résulte du traitement des sources administratives, notamment le recensement (graphique 2). Les travailleurs considérés comme non-salariés y sont :

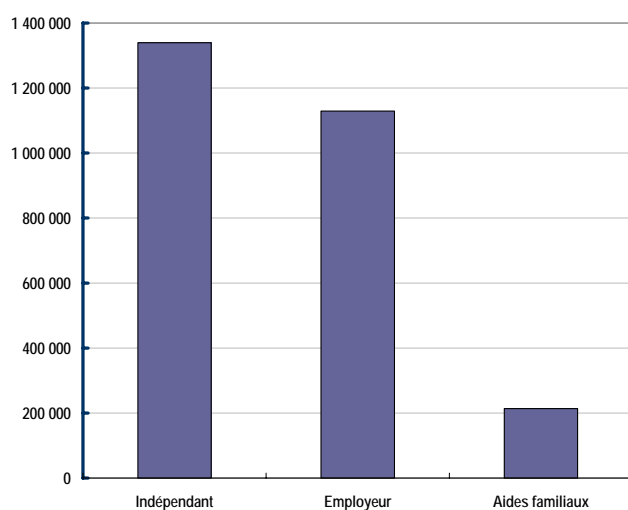
- les travailleurs indépendants (artisans, professions libérales...);
- les employeurs, dirigeants non-salariés ;
- les aides familiaux non-salariés.

L'enquête Emploi, quant à elle, élargit ces comptes :

- aux dirigeants salariés ;
- aux gérants minoritaires ou égalitaires ;
- aux associés.

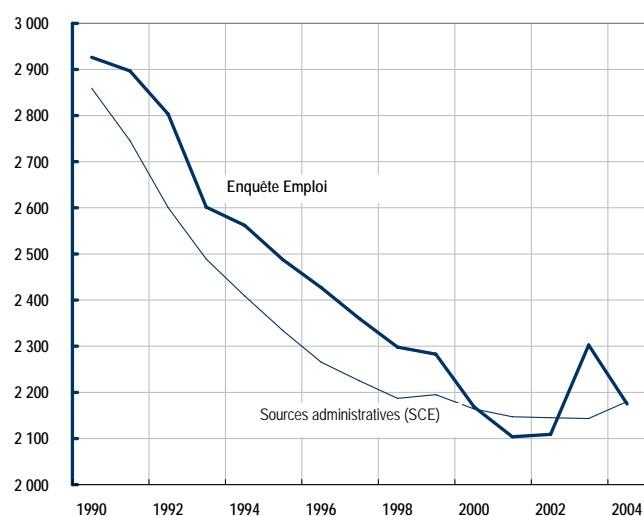
Les critères retenus par les sources administratives mettent donc l'accent sur l'aspect économique de la définition du non salariat. On y trouve les personnes qui ne reçoivent pas de rémunération forfaitaire, et dont les droits sociaux ne sont pas acquittés par un employeur. L'enquête Emploi élargit cette définition, en incluant les personnes qui, bien que salariées au sens strictement économique, sont en position de non-subordination hiérarchique. En outre, dans les redressements statistiques effectués sur l'enquête Emploi, la nature de l'activité est aussi prise en compte, puisque les professions libérales sont de facto comptées parmi les non-salariés, même s'ils se déclarent salariés.

**Graphique 2 : Composition de la catégorie « non-salariés » au recensement de 1999**



Sources : Insee, recensement 1999.

**Graphique 3 : Comparaison des effectifs non-salariés de l'enquête Emploi et des sources administratives, en milliers**



Sources : Insee, enquêtes Emploi et SCE.  
Champ : emploi non-salarié non-agricole.

#### 2.1.4 Limites de l'approche statistique

Un certain nombre de situations sont à la marge de la définition retenue par l'approche statistique et seront exclues du champ de cette étude. D'une part, les données utilisées dans cette étude provenant du traitement des sources administratives (cf. infra), sont exclus de l'analyse les dirigeants salariés, les gérants minoritaires ou égalitaires, ainsi que les associés<sup>7</sup>. D'autre part, il est difficile de classer

<sup>7</sup> Notons que la prise en compte de ces catégories constitue le principal élément de variation de la définition des non-salariés sur le plan international.



certaines nouvelles formes de travail. Le travail franchisé en est un exemple frappant. En effet, si le travailleur franchisé est bel et bien dirigeant de son entreprise, les relations entre franchiseur et franchisé sont régies par un contrat qui définit un certain nombre de règles de gestion de l'entreprise franchisée et prévoit le reversement d'une partie de son chiffre d'affaire. Le degré d'indépendance des franchisés est donc très variable, les franchiseurs pouvant se réserver le droit de retirer la franchise si les résultats du franchisé ne sont pas satisfaisants. Si la multiplicité des formes de franchise pose des difficultés à l'estimation du poids réel de ce phénomène, on considère que la France est le grand pays européen qui a le plus de franchisés, le franchisage représentant au moins 2,0 % de son PIB, avec de bonnes perspectives de développement [OCDE, 2000].

Il est cependant difficile de bien repérer la place des travailleurs franchisés dans les statistiques. Les « faux indépendants » sont eux aussi une catégorie difficilement identifiable. Les « faux indépendants » sont des travailleurs qui, bien qu'indépendants, travaillent pour une seule et même entreprise, ce qui les met dans une situation effective de dépendance vis-à-vis de cette entreprise. Les grandes entreprises ont tendance à encourager le développement de tels emplois qui leur permettent de se soulager du poids fiscal que représenterait la salarisation de ces « faux indépendants ». En Allemagne, d'après les estimations de l'Office fédéral de l'emploi (Bundesanstalt für Arbeit), en 1995, 12,0 % à 27,0 % de l'ensemble des travailleurs indépendants sans salariés auraient été de « faux indépendants » [OCDE, 2000]. Il est cependant difficile pour le statisticien de les repérer avec les données dont il dispose.

Enfin, notons que le travail non-déclaré peut entrer dans la catégorie du travail non-salarié par certaines de ses caractéristiques (en particulier l'absence de contrat et de cotisations patronales). Ici encore, il s'agit d'une catégorie par nature difficile à appréhender pour le statisticien. Les données dont nous disposons pour cette étude ne nous permettent pas de considérer dans le détail ces différentes catégories qui, si elles n'entrent pas dans la définition du travail salarié, ne peuvent pas non plus être assimilées à du non-salariat tel que nous l'avons défini.

**La définition des non-salariés que nous avons finalement retenue est celle qui découle du traitement des sources administratives.** La raison qui guide ce choix est essentiellement pragmatique. L'objectif à terme étant de proposer un outil qui permette d'effectuer une prévision de l'évolution des effectifs non-salariés en France, dans le cadre du bouclage de l'emploi total produit annuellement par l'Insee, il est cohérent d'utiliser les données qui servent à faire ce bouclage.

## 2.2 Trois principales sources de données sont mobilisables

### 2.2.1 L'enquête Emploi

L'enquête Emploi de l'Insee a été complètement refondue au début des années 2000. Il faut donc distinguer deux sous-périodes. Jusqu'en 2002, l'enquête Emploi annuelle (EEA) était effectuée en mars chaque année (à l'exception des années de recensement) sur un échantillon de 100 000 logements (soit environ 145 000 personnes) renouvelé par tiers chaque année. Elle mesurait l'activité moyenne au cours du mois de référence chez les individus de plus de 15 ans vivant en France métropolitaine dans des résidences ordinaires (*i.e.* hors collectivités).

Depuis 2002, l'enquête Emploi est effectuée en continu tout au long de l'année (EEC). Elle mesure à présent l'activité moyenne au cours de chaque trimestre de l'année. Le champ de l'enquête n'est plus exactement le même, puisqu'il inclut les personnes résidant en collectivité mais ayant gardé un lien avec un logement ordinaire présent dans l'échantillon. Chaque trimestre, environ 54 000 logements (soit 74 000 personnes de 15 ans ou plus) sont sondés, avec un renouvellement d'un sixième chaque trimestre.

En 2002, l'EEA a été effectuée une dernière fois, en même temps que l'EEC, ce qui permet d'apprécier et de corriger les discontinuités entre les deux modes d'administration de l'enquête. Jusqu'en 1990, la

seule façon d'y repérer les non-salariés est la réponse à la question « *êtes vous salarié ou à votre compte ?* ». A partir de 1990, le questionnement précise explicitement que les dirigeants salariés sont considérés comme non-salariés. Ceci explique la présence d'une rupture à la hausse de la série à cette date. Pour assurer l'exactitude de l'information, la question *TAM1D* revient un peu plus loin dans l'enquête sur le statut du non-salarié au sein de son entreprise, ce qui permet d'isoler les dirigeants salariés.

Ces réponses sont par la suite de nouveau redressées avec la profession (tous les professionnels libéraux, même ceux se déclarant salariés, sont reclassés en non-salariés). L'activité prise en compte pour déterminer le statut des individus vis-à-vis du salariat est l'activité déclarée comme principale. Les non-salariés sont donc toutes les personnes se déclarant comme telles, moyennant le redressement de certaines catégories professionnelles, et la réintégration explicite des dirigeants salariés.

### 2.2.2 Les sources « administratives »

Les sources « administratives » sont celles produites par la section *Synthèse et Conjoncture de l'Emploi* de l'Insee. Elles sont publiées cinq trimestres après la date de référence<sup>8</sup>.

Elles se basent à l'origine sur les données du recensement (Dom compris), qui servent à étalonner les niveaux des grands agrégats à une date donnée. Par la suite, des indices d'évolution de ces agrégats sont calculés à partir des données émanant de différentes sources administratives, qui sont ventilés en cinq secteurs à un niveau départemental. Ces indices sont alors appliqués aux derniers niveaux d'emploi enregistrés, pour produire des estimations de la situation de l'emploi au 31 décembre de chaque année. Ces estimations sont par la suite transmises aux directions régionales de l'Insee pour vérification.

Pour les non-salariés, les sources administratives sont :

- les données de la Mutualité Sociale Agricole (MSA) qui donnent des informations sur tous les non-salariés agricoles, y compris les aides familiaux ;
- les données de l'Agence Centrale des Organismes de Sécurité Sociale (Acos) portent sur les non-salariés qui cotisent à la Sécurité Sociale. Le champ exclut l'agriculture et distingue les « employeurs » et les « travailleurs indépendants » ;
- les données de la Caisse nationale d'assurance maladie des professions indépendantes (Canam) concernent les non-salariés cotisants actifs. Elle produit aussi des informations sur les « ayants droits », qui forment un groupe très proche de celui des aides familiaux, mais elle ne les transmet pas à l'Insee ;
- les données de la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse des Artisans (Cancava) portent sur les artisans qui souscrivent à une assurance vieillesse. Elles ne sont cependant absolument pas exhaustives sur le sujet du travail non salarié, et couvrent seulement 15,0 % du champ<sup>9</sup>.

Deux éléments doivent être soulignés pour être complet : les chefs d'entreprise salariés sont comptabilisés parmi les salariés ; dans ces sources, les statistiques ne permettent pas de distinguer hommes et femmes parmi les non-salariés.

---

<sup>8</sup> Une estimation provisoire, fragile, est toutefois proposée par l'Insee trois trimestres après la date de référence à l'occasion de la publication, dans *l'Informations Rapides* de septembre de l'année N+1, des chiffres provisoires d'emploi salarié des secteurs concurrentiels à la fin du deuxième trimestre de l'année N.

<sup>9</sup> En 2006, le régime d'assurance maladie des professions indépendantes, le régime d'Assurance Vieillesse des Artisans (AVA) et le régime vieillesse des commerçants (ORGANIC) ont fusionné pour devenir le Régime Social des Indépendants (RSI).

### 2.2.3 Différences entre ces deux sources

Il existe plusieurs différences entre ces deux sources (graphique 3 et [Befy, 2006]). Une différence de champ géographique tout d'abord, puisque les sources administratives prennent en compte les Dom, contrairement aux enquêtes Emploi en continu<sup>10</sup>.

Il existe ensuite une différence de définition. Les enquêtes Emploi donnent une définition plus large du non-salariat que les sources administratives, puisqu'elles y incluent les dirigeants salariés, les gérants minoritaires ou égalitaires ainsi que les associés.

Pour finir, il existe une différence de méthode, puisque les enquêtes Emploi sont des sondages, alors que les sources administratives résultent de l'exploitation de données supposées exhaustives sur le champ qu'elles couvrent.

### 2.2.4 L'enquête Sine

Le dispositif Sine (Système d'Information sur les Nouvelles Entreprises) a été mis en place en 1994 pour observer le devenir des nouvelles entreprises. Elle a lieu tous les quatre ans. Des créateurs d'entreprises sont interrogés lors des premiers mois qui suivent la création de leur entreprise, puis trois ans plus tard, et enfin une dernière fois cinq ans après la création de leur entreprise [Insee, 2001, 2004, 2004b].

Trois vagues de Sine ont déjà livré des résultats exploitables (1994, 1998, 2002) et permettent d'avoir des informations sur les créateurs d'entreprises, leur parcours professionnel, leurs motivations, les conditions de la création de leur entreprise, ou encore leur survie. Les informations fournies par ces enquêtes sont directement reliées à notre sujet, car elles précisent les dynamiques d'aller et retour entre les différents statuts d'activité pour cette catégorie d'actifs créateurs d'entreprise, dont la majorité est, au début de leur activité, non-salariée. Cependant, cette relation n'est pas forcément valable sur le long terme. En effet, la mortalité des entreprises limite l'impact sur l'emploi non-salarié de ces créations. A long terme, l'effet net de la création d'entreprise est surtout positif pour l'emploi salarié, plus que pour l'emploi non-salarié [Thirion et Demoly, 2003].

## **2.3 Principales caractéristiques et évolutions de l'emploi non-salarié**

**Les sources administratives** permettent d'appréhender au niveau macro-économique les évolutions sur longue période de l'emploi non-salarié et sa ventilation sectorielle. Le repli continu de 1970 à 2000 de l'emploi non-salarié en France peut ainsi être mis en regard de deux mouvements de fond caractéristiques des trente dernières années et qui ont affecté la structure de l'emploi en favorisant sa « salarisation ».

Le premier de ces mouvements est la tertiarisation de l'économie française. Par tertiarisation, on entend généralement la réallocation de la main d'œuvre des secteurs agricoles et industriels vers les services. Ici, c'est surtout le fort recul de l'emploi agricole, en grande partie non-salarié, qui explique une part importante de la disparition d'emplois non-salariés en France. C'est donc cet aspect bien particulier de la tertiarisation qui a affecté au premier chef l'emploi non-salarié (graphique 3).

Dans le même temps, la modernisation et l'expansion rapide du tertiaire marchand s'est accompagnée d'une « salarisation » des emplois. Celle-ci a été particulièrement marquée dans le commerce, où l'on observe le second des mouvements de fonds que nous souhaitons souligner, à savoir la mutation et la restructuration du secteur du commerce. Sur la période considérée, la structure de ce secteur a été bouleversée par le développement accéléré des grandes surfaces et la diminution du nombre de petits

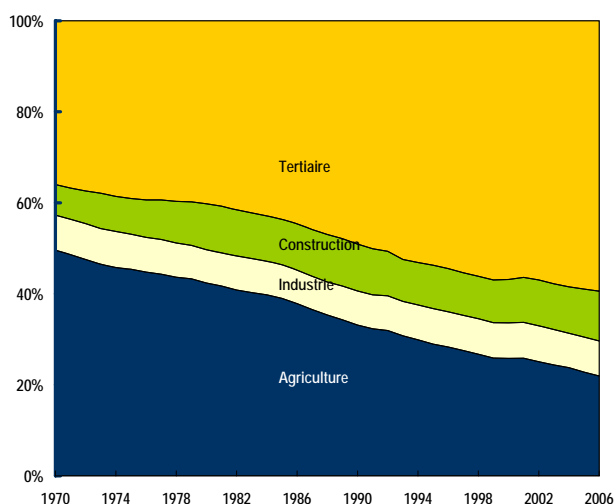
---

<sup>10</sup> Il existe par ailleurs des enquêtes Emploi spécifiques aux DOM, donnant lieu à une publication annuelle, séparée de celle des résultats de l'EEC.

commerces. Cette évolution a eu pour effet une disparition massive d'emplois non-salariés et, dans le même temps, des créations d'emplois salariés d'une ampleur plus grande encore, qui ont au total bénéficié largement à l'emploi.

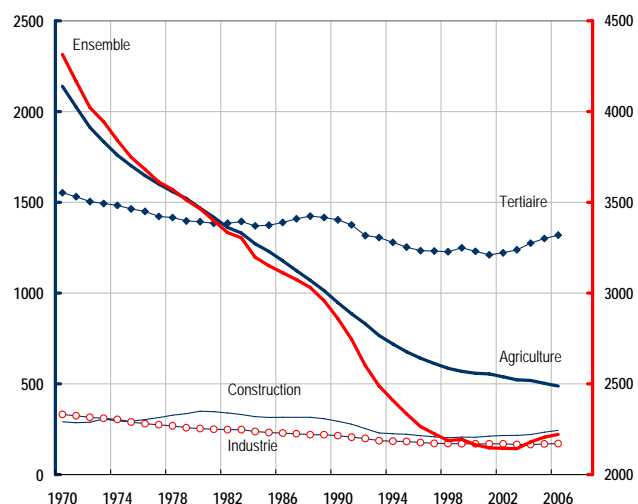
Par ailleurs, l'enquête **Emploi** permet de décrire les caractéristiques individuelles des non-salariés. La déformation dans le temps de ces caractéristiques est toutefois moins facile à cerner avec précision, du fait de ruptures de continuité dans les séries, liées aux évolutions de l'enquête. De récents travaux publiés par l'Insee permettent de tirer un certains nombres d'enseignements de ces données<sup>11</sup>. Le premier de ceux-ci est que les hommes sont largement majoritaires au sein des non-salariés. De surcroît, l'augmentation de la part des femmes constatée dans l'emploi salarié, consécutive notamment à l'élévation des taux de participation féminins, ne se retrouve que très marginalement dans le non-salariat : celui-ci était composé de 28,0 % de femmes en 2005 contre 25,0 % en 1990. Du point de vue des transitions entre statut d'activité, un chômeur a trois fois plus de chance de devenir non-salarié qu'un actif salarié. Enfin, la multi-activité concerne une fraction moins importante de non-salariés que de salariés : en moyenne sur 2003-2005, 4,8 % des salariés sont pluriactifs, contre 2,7 % de pluriactifs pour les non-salariés. Ceux-ci sont essentiellement des agriculteurs sur petite exploitation, des médecins libéraux et des kinésithérapeutes [Beffy, 2005].

Graphique 4 : Evolution sectorielle des non-salariés, part dans l'ensemble des non-salariés en %



Sources : Insee, SCE.

Graphique 5 : Evolution de l'emploi non-salarié par grands secteurs, en milliers



Sources : Insee, SCE.

Lecture : L'évolution des effectifs de l'ensemble des non-salariés se lit à droite, l'évolution des non-salariés se lit à gauche.

Du point de vue des principales évolutions affectant la structure de l'emploi non-salarié, deux résultats sont à relever. Tout d'abord, la population des non-salariés vieillit : alors que trois non-salariés sur dix avaient plus de cinquante ans en 1990, ils sont quatre sur dix aujourd'hui<sup>12</sup>. Parallèlement, la proportion de non-salariés de moins de 29 ans est passée de 9,0 % en 1990 à 5,0 % aujourd'hui. Ce phénomène est cependant plus complexe qu'il n'y paraît. En effet, les flux d'entrée dans le non-salariat sont plus élevés aux âges extrêmes de la vie active. Mais la viabilité des entreprises créées est plus élevée pour les entrepreneurs les plus âgés que pour les plus jeunes. C'est cette plus grande persistance des

<sup>11</sup> Pour un panorama complet depuis 1990, se reporter par exemple à [Beffy, 2006].

<sup>12</sup> A titre de comparaison, 16 % des salariés avaient plus de 50 ans en 1990, et 23 % en 2005. La proportion de plus de 50 ans reste donc de l'ordre du double pour les non-salariés, sur toute la période.

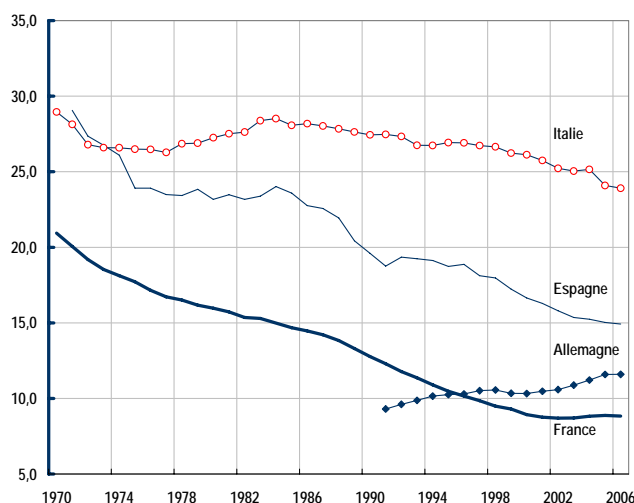
seniors dans le non-salariat qui permet d'expliquer leur surreprésentation, alors que leur taux d'accès au non-salariat est proche de celui des jeunes.

En outre, les non-salariés sont de plus en plus diplômés. Si BEP et CAP restent les diplômes les plus présents chez les non-salariés, ils cèdent peu à peu la place aux diplômes du supérieur. Cette observation peut être rapprochée de la précédente. En effet, la probabilité de survie d'une nouvelle entreprise croît avec le capital de son créateur, incluant le niveau d'éducation et de formation, l'expérience professionnelle et le patrimoine. La viabilité des entreprises nouvelles augmente ainsi logiquement lorsqu'elles sont créées par les diplômés du supérieur.

## 2.4 L'emploi non-salarié chez les principaux partenaires économiques

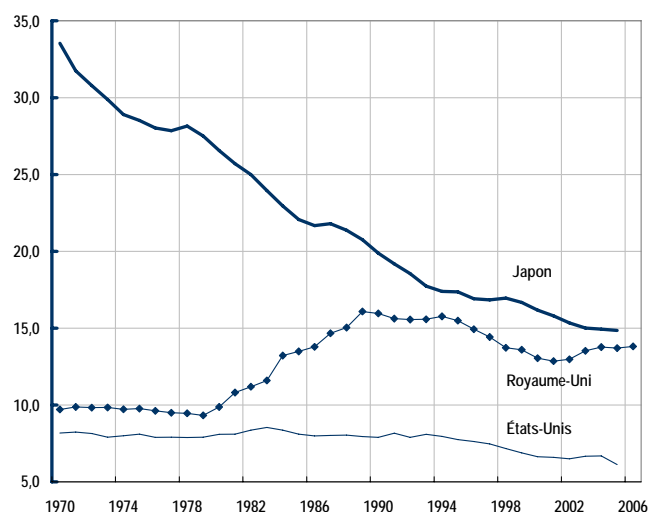
La part de l'emploi non-salarié dans l'emploi total est en recul dans tous les pays d'Europe depuis le milieu des années 1980, mais également au Japon et aux États-Unis (graphiques 6 et 7). Toutefois, seul le Japon voit sa proportion de non-salariés chuter plus rapidement qu'en France. La situation du non-salariat est notamment assez stable sur longue période en Allemagne et dans les pays anglo-saxons. Ceci pourrait s'expliquer pour partie par une industrialisation plus précoce de ces pays : la part des non-salariés agricoles aurait atteint son niveau plancher plus tôt qu'en France et dans le sud de l'Europe, où la contraction de l'emploi agricole continue de tirer la part du non-salariat à la baisse. Le Royaume-Uni constitue même une exception notable, avec une progression sensible de la part des non-salariés dans l'emploi total durant les années 1980, le milieu des années 1990 marquant le début d'un infléchissement. Au total, depuis 2000, la proportion de non-salariés est inférieure à 16,0 % dans la plupart des pays cités, exception faite de l'Italie qui compte encore près d'un quart de non-salariés.

Graphique 6 : Part de l'emploi indépendant dans l'emploi total, principaux pays de la zone euro, en %



Sources : OCDE, base de données STAN et Perspectives de l'Emploi, sauf France, données Insee SCE.  
Champ : ensemble de l'économie.

Graphique 7 : Part de l'emploi indépendant dans l'emploi total, autres pays, en %



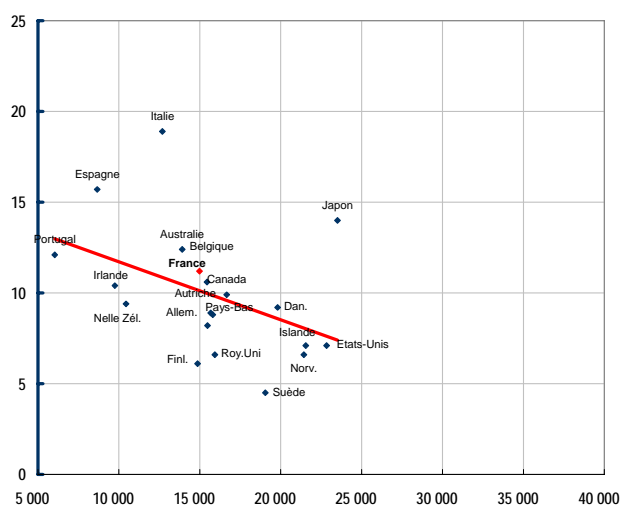
Sources : OCDE, base de données STAN et Perspectives de l'Emploi.  
Champ : ensemble de l'économie.

Ce repli de la proportion de non-salariés n'indique pas nécessairement une contraction de l'emploi non-salarié : dans la plupart des pays, celui-ci progresse de manière continue depuis le début des années 1990. Il suggère plutôt que les créations d'emploi se font de plus en plus souvent sous la forme d'emplois salariés au niveau de l'ensemble de l'économie. En outre, l'OCDE souligne qu'au niveau des

seuls secteurs marchands non-agricoles, la part de l'emploi non-salarié a plutôt tendance à croître légèrement depuis les années 1990 [OCDE, 2000]. De fait, l'emploi public et l'emploi agricole étant conditionnés par d'autres ressorts que la dynamique économique privée de court terme, sa prise en compte biaise l'analyse de la structure de l'emploi. Lorsque l'on se restreint aux secteurs marchands non-agricoles, la proportion de non-salariés passe ainsi de 7,8 % en 1989 à 9,2 % en 1998 en France, et de 11,2 % à 11,9 % pour l'ensemble des pays de l'OCDE sur la même période. Ce relatif dynamisme de l'emploi non-salarié, comme forme « privée » d'emploi, serait imputable à plusieurs facteurs que nous avons déjà évoqués : opportunités de gains pour les entrepreneurs dans un contexte de croissance soutenue ; politiques publiques de stimulation de la création d'entreprise, notamment comme alternative au chômage ; développement des franchises qui rend plus approximatif la définition de la frontière entre salarié et non-salarié ; développement de la sous-traitance et du statut de « faux indépendant » qui l'accompagne dans certains secteurs.

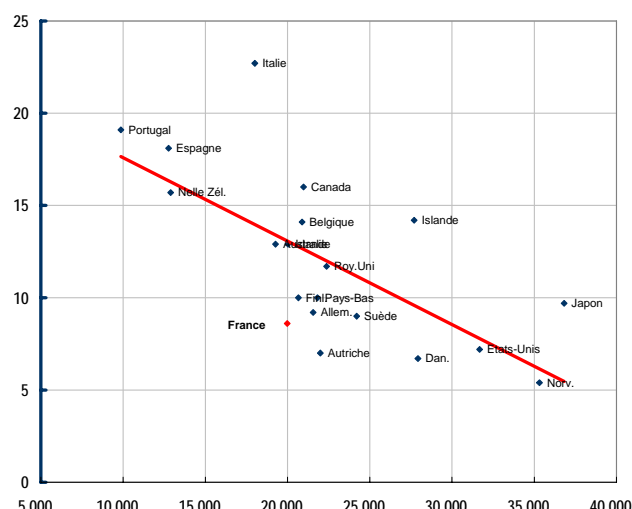
Certains pays connaissent toutefois des situations spécifiques. Au Royaume-Uni, l'arrivée du gouvernement Blair au milieu des années 1990 a vraisemblablement induit un changement d'orientations économiques, par rapport à celles des gouvernements conservateurs des décennies précédentes, rupture caractérisée notamment par une reprise de l'emploi public, par nature salarié. Au sud de l'Europe, la part des travailleurs familiaux dans les emplois non-salariés est plus importante qu'ailleurs, ce qui explique notamment la proportion importante de non-salariés en Italie. En Italie et en Espagne, les politiques de « blanchiment » de travail non-déclaré introduites progressivement depuis les années 1990 peuvent en outre perturber les comportements de déclaration d'emplois, avec deux effets possibles et opposés sur le non-salariat : ce blanchiment peut en effet inciter à révéler davantage d'emplois salariés, pesant sur la part de non-salariés dans l'économie ; il peut également se traduire par l'identification de davantage de travailleurs familiaux, jusqu'alors non-déclarés, rehaussant artificiellement la proportion de non-salariés.

Graphique 8 : Part de l'emploi indépendant et PIB par habitant en 1979, pays de l'OCDE



Sources : OCDE, *Perspectives de l'emploi, 2000*.  
Champ : secteurs marchands non-agricoles.

Graphique 9 : Part de l'emploi indépendant et PIB par habitant en 1997, pays de l'OCDE



Sources : OCDE, *Perspectives de l'emploi, 2000*.  
Champ : secteurs marchands non-agricoles.

Enfin, les travaux en coupe transversale sur un échantillon de pays de l'OCDE indiquent un lien de corrélation négative entre la proportion de non-salariés dans les secteurs marchands non-agricoles et le PIB par habitant (graphiques 8 et 9). Il existerait donc une tendance à la salarisation accompagnant le

développement économique. Cette « règle » porte toutefois ses limites temporelles : sur vingt ans, la proportion de non-salariés ne tend pas à s'annuler, mais vient vraisemblablement rejoindre un plancher à partir d'un certain niveau de PIB par habitant. Ceci se traduit graphiquement par un déplacement vers la droite du nuage de points et de la droite de régression.

Au total, il semble que la vitesse de progression de la richesse par habitant soit un élément discriminant entre pays concernant l'emploi non-salarié. Toutefois, celle-ci ne suffirait pas, pour un pays donné, à expliquer les évolutions dans le temps de la ventilation entre salariat et non-salariat.

### 3. Description et construction de variables explicatives

#### 3.1 Evolutions de long terme et déterminants structurels

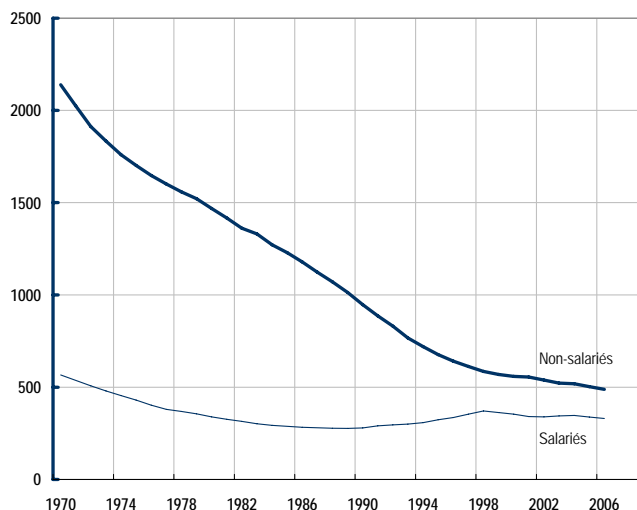
La littérature et l'analyse des séries longues d'emploi non-salarié des sources administratives permettent d'identifier essentiellement trois variables structurelles pouvant affecter les conditions du développement du non-salariat : la place de l'agriculture dans l'économie ; la structure par taille d'entreprise et type d'emploi du secteur du commerce de détail ; la démographie et la structure par âge de la population active.

##### 3.1.1 La place de l'agriculture

Les effectifs non-salariés diminuent d'un peu plus de 2 millions entre 1970 et 2006. Dans le même temps, les effectifs non-salariés agricoles reculent de plus 1,5 millions (graphique 5). La contraction des effectifs agricoles explique donc les trois quarts de la baisse des effectifs non-salariés sur longue période en France.

Cette chute de l'emploi agricole s'explique pour beaucoup par la modernisation technique et organisationnelle du secteur de l'agriculture, mais aussi par une désaffection des jeunes pour le travail de la terre. Outre la nette diminution du nombre de personnes employées dans l'agriculture, il existe aussi une tendance marquée à la salarisation dans ce secteur, en particulier pour des aides familiaux jusque là non-salariés (graphique 10). Ce double mouvement a logiquement un effet direct lourd sur les effectifs non salariés [Rattin, 1996].

**Graphique 10 : Effectifs salariés et non-salariés dans l'agriculture, en milliers**



Sources : Insee, SCE.

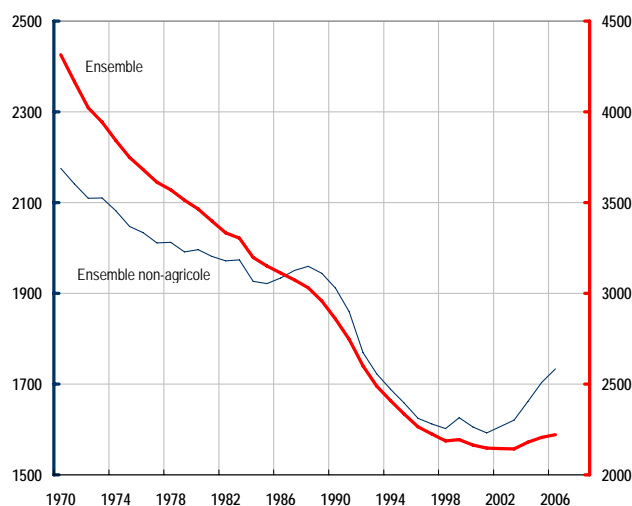
Dans la suite de l'étude, nous choisissons donc de ne considérer que le non-salariat non-agricole, cela pour deux raisons. D'une part, l'évolution du secteur agricole répond à des déterminants qui lui sont propres, et qu'il convient d'isoler dans une étude qui lui serait réservée. D'autre part, l'importance prépondérante de la baisse des effectifs agricoles dans l'évolution de l'effectif non-salarié risque de dominer trop fortement une modélisation mettant en jeu d'autres variables. Nous nous concentrons



donc pour la suite de notre analyse sur une nouvelle série, qui ne retrace que l'évolution des effectifs non-salariés non-agricoles (NSNA) sur la période 1970-2005.

Le graphique 11 illustre la nécessité d'isoler l'étude de l'emploi non-salarié agricole : des irrégularités dans le mouvement de repli de l'emploi apparaissent, qui étaient gommées par l'ampleur du recul du non-salariat agricole. En particulier, une courte période de hausse de l'emploi NSNA apparaît à la fin des années 1980, en plus du mouvement que nous avons déjà souligné de reprise, bien plus nette, constaté à partir de 2003. Pour ce qui est de la proportion de non-salariés dans l'emploi total, il s'avère que sa baisse est moins prononcée lorsque l'on exclut l'agriculture –elle marque même une pause à la fin des années 1980- tandis que son rebond depuis 2003 est plus net. (graphique 12). De 1970 à 2000, les deux indicateurs convergent progressivement, l'écart étant relativement stable depuis, probablement du fait de la fin du processus de contraction de l'emploi agricole, parvenu à un niveau plancher.

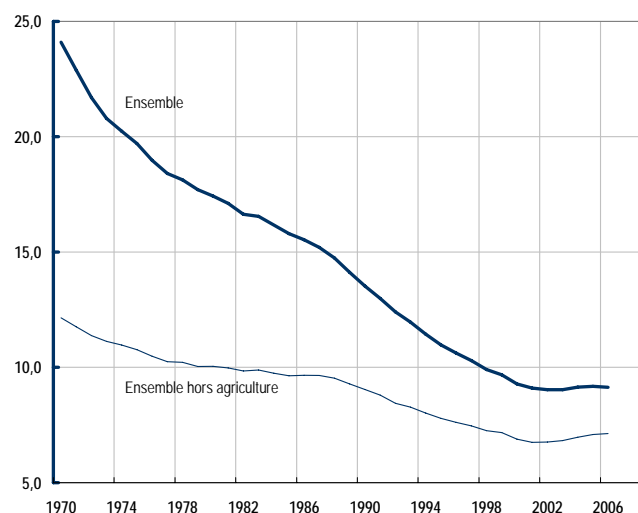
**Graphique 11 : Effectifs non-salariés et effectifs non-salariés non-agricoles, en milliers**



Sources : Insee, SCE.

Lecture : L'évolution des effectifs de l'ensemble des non-salariés se lit à droite, l'évolution des non-salariés non-agricoles se lit à gauche.

**Graphique 12 : Part de non-salariat dans l'emploi total et dans l'emploi non-agricole, en %**



Sources : Insee, SCE.

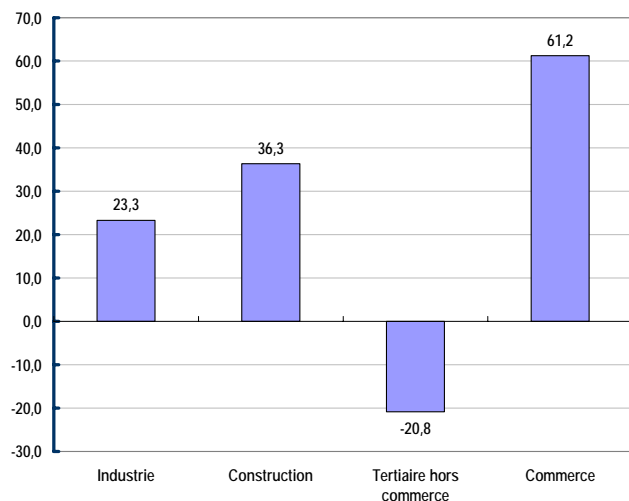
### 3.1.2 La restructuration du secteur du commerce de détail

Un second secteur joue un rôle déterminant dans l'évolution du non-salariat : celui du commerce. Ce secteur contribue pour près de 60 % à la diminution des effectifs non-salariés non-agricoles (NSNA) entre 1981 et 2003<sup>13</sup> (graphique 13). La baisse globale de l'emploi dans le secteur du commerce ne suffit pas à expliquer ce phénomène : celui-ci se double en effet d'une chute particulièrement marquée de la proportion de non-salariés dans le secteur du commerce, indiquant qu'une dynamique de réallocation d'emplois du non-salariat vers le salariat est à l'œuvre dans ce secteur (graphique 14).

Ce phénomène résulte certainement en grande partie du développement des grandes surfaces de distribution, au détriment des petits commerces de détail. En effet, ce développement a eu pour conséquence une substitution de travail salarié employé dans ces grandes surfaces au travail non-salarié des petits commerces. Les emplois non-salariés ont alors été soit purement et simplement détruits (en particulier dans le cas des aides familiaux), soit remplacés par des emplois salariés.

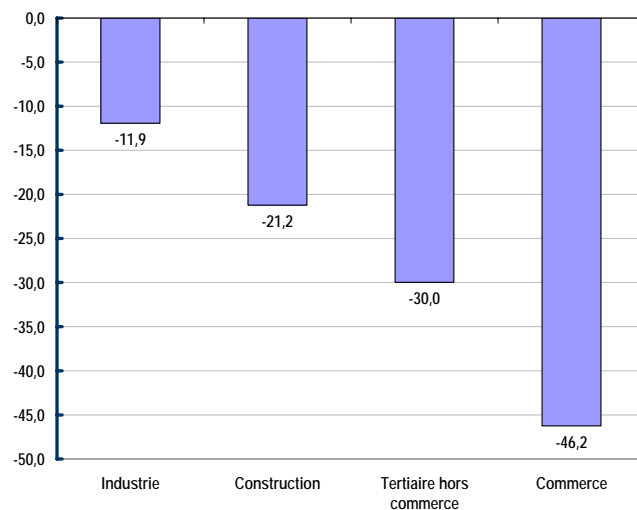
<sup>13</sup> Les données utilisées ne ventilant l'activité des non-salariés en cinq postes (agriculture, construction, commerce, industrie, service) que sur la période 1981-2003, les analyses sur le commerce sont bâties sur cette seule période.

Graphique 13 : Contributions des différentes branches à la baisse des effectifs non-salariés non-agricoles entre 1981 et 2003, en %



Sources : Insee, SCE.

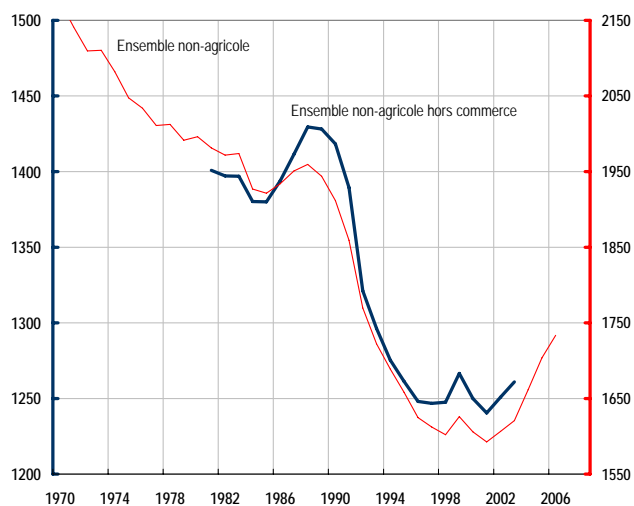
Graphique 14 : Taux de croissance de la part du non-salariat dans les différentes branches entre 1981 et 2003, en %



Sources : Insee, SCE.

Plutôt que de supprimer la partie commerciale du non-salariat pour laquelle nous n'avons pas une information détaillée sur l'ensemble de la période étudiée (figure 15), nous choisissons de déterminer une variable qui nous permette de prendre en compte la composante structurelle de l'évolution du secteur du commerce dans le modèle que nous construisons par la suite.

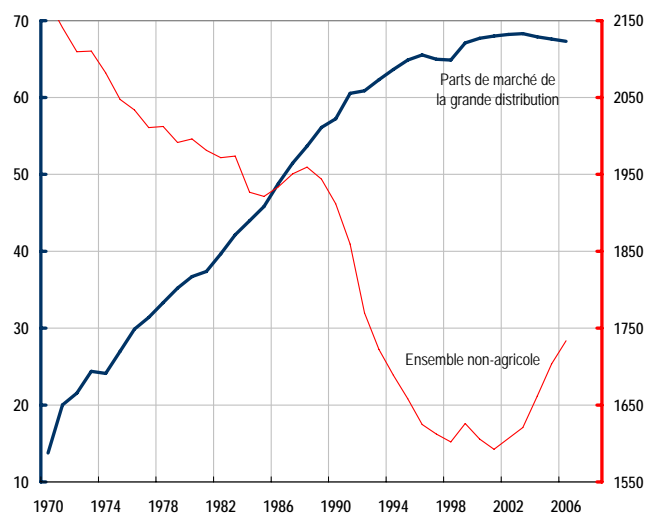
Graphique 15 : Effectifs non-salariés non-agricoles, avec ou sans commerce, en milliers



Sources : Insee, SCE

Lecture : L'évolution des effectifs de l'ensemble des non-salariés non agricoles se lit à droite, leur évolution hors commerce se lit à gauche.

Graphique 16 : Effectifs non-salariés non-agricoles, en milliers, et part de marché de la grande distribution, en %



Sources : Insee, SCE et Comptes du commerce, enquêtes « Consommation et lieux d'achats des produits alimentaires », calculs des auteurs pour la rétopolation des séries (Annexe A1).

Champ : Part de marché de la grande distribution dans le commerce alimentaire de détail.

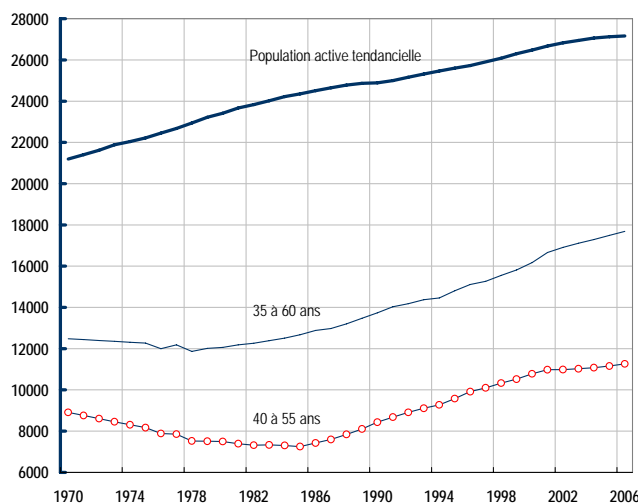
La variable retenue est la part de marché des grands commerces dans la distribution alimentaire de détail (graphique 16). En effet, c'est dans ce secteur que le développement des grandes surfaces a été le plus fort [Lutinier, 2002]. La part de marché des grandes surfaces dans la distribution alimentaire de détail progresse fortement sur le début de la période, avant de ralentir au milieu des années 1990, sous l'effet de l'introduction de lois limitant l'implantation de grandes surfaces (graphique 16). La progression puis la stabilisation en fin de période de cette variable semblent assez bien se raccorder, suivant une relation de corrélation négative, à l'évolution que nous constatons de l'emploi NSNA.

### 3.1.3 Démographie et structure par âge de la population active

Outre les deux effets sectoriels que nous venons d'évoquer, la structure démographique de la population active peut être considérée comme un déterminant « structurel » de l'emploi non-salarié. En effet, l'enquête Emploi comme l'enquête Sine indiquent que la population non-salariée a tendance à prendre de l'âge. Cette évolution est bien sûr pour partie liée au fait que la population active dans son ensemble tend à vieillir, au rythme du vieillissement des générations du baby-boom. Mais ce vieillissement est amplifié dans le cas des non-salariés parce que, plus structurellement, les actifs non-salariés voient leur probabilité de « rester non-salarié » augmenter avec l'âge. Se retrouve ici la nécessité d'avoir un capital humain et financier conséquent pour rendre viable ce type d'activité, notamment dans le cadre de la création d'entreprise (annexe B).

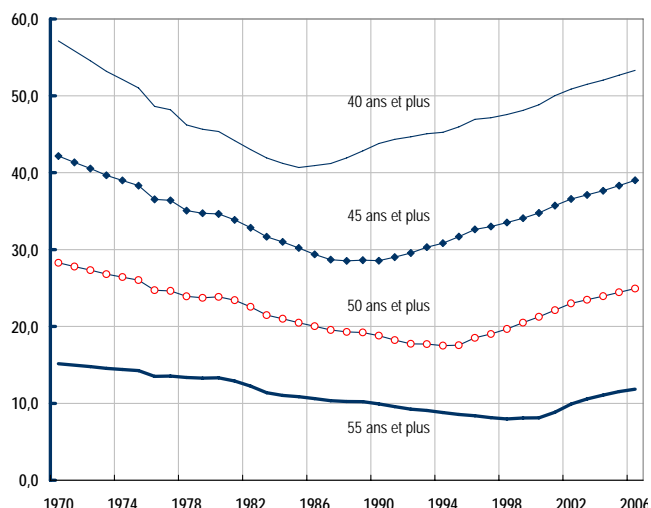
Un travail sur les données de l'enquête Emploi nous a permis d'extraire le nombre d'actifs par tranche d'âge pour chaque année de 1970 à 2006, après un travail de réropolation pour raccorder des séries marquées par des ruptures méthodologiques d'enquête, notamment lors du passage à l'enquête Emploi en continue (annexe A2).

Graphique 17 : Population active par tranche d'âge, séries réropolées, en milliers



Sources : Insee, enquête Emploi et Note de conjoncture.  
Champ : France métropolitaine.

Graphique 18 : Proportion d'actifs de plus de 40 ans, de plus de 45 ans, de plus de 50 ans et de plus de 55 ans dans la population active tendancielle, en %



Sources : Insee, enquête Emploi et Note de conjoncture.  
Champ : France métropolitaine. Au dénominateur se trouve la variable RMO, population active tendancielle estimée par l'Insee pour ses projections.

Le nombre d'actifs des tranches d'âge supérieures a connu une baisse régulière jusqu'aux années 1970, pour repartir ensuite progressivement avec l'arrivée à ces âges de la génération du baby-boom. Ce retournement se produit à la fin des années 1970 pour les 35 – 60 ans, quelques années plus tard pour les 40 – 55 ans (graphique 17). La stabilisation du nombre d'actifs de cette dernière tranche d'âge à partir de 2002, avec le basculement des générations du baby-boom vers la catégorie des plus de 55 ans, coïncide avec la période à laquelle l'emploi non-salarié repart à la hausse. Ceci suggère de retenir le seuil de 55 ans comme pivot du rôle joué par la structure par âge de la population active sur l'emploi non-salarié. De fait, la proportion de plus de 55 ans dans la population active<sup>14</sup> épouse l'évolution tendancielle de l'emploi non-salarié : baisse continue jusqu'en 2002, puis redémarrage (graphique 18). Pour cette raison, nous testerons l'introduction de cette proportion comme variable explicative lors de la modélisation.

### 3.2 Evolutions de court terme et déterminants conjoncturels

Pour déterminer les facteurs qui peuvent avoir un effet de court-terme, notamment lié à la conjoncture, sur l'emploi non-salarié, nous avons balayé plusieurs variables, reflétant avec plus ou moins de précision les choix individuels et les conditions de passage au non-salariat. Positionnées par rapport à ces « choix individuels », nous avons donc des variables de type « amont » (taux de chômage, espérance de gain des entrepreneurs, situation conjoncturelle), et des variables de type « aval » (créations pures d'entreprise ou nombre de bénéficiaires d'aides à la création d'entreprise).

Les études anglo-saxonnes mettent l'accent sur la relation étroite entre non-salariat et situation sur le marché de l'emploi salarié. Cette approche sous-entend que le non-salariat est une « alternative au chômage » et au manque de débouchés sur le marché de l'emploi salarié. Au contraire, l'approche « entrepreneuriale » pose que le non-salariat est conditionné par les perspectives de gain relatif d'un entrepreneur par rapport à une rémunération salariée. Cette approche découle de la vision schumpétérienne de l'économie, pour laquelle la proportion de non-salariés serait notamment un indicateur de dynamisme d'une économie et reflèterait la propension des agents à mener à bien des projets personnels d'innovation [Rissman, 2003]. Nous commencerons par utiliser ces deux grilles de lecture pour retenir deux types de variables, liées au chômage d'une part, à un indicateur de perspectives de gains pour les entrepreneurs d'autre part.

#### 3.2.1 Le taux de chômage au sens du BIT

Parce que le chômage<sup>15</sup> connaît une progression continue en France jusqu'à la fin des années 1980, pour ne se stabiliser qu'au milieu des années 1990, cette variable semble de prime abord corrélée négativement avec l'emploi non-salarié (graphique 19).

Toutefois, la comparaison du chômage avec la proportion de non-salariés dans l'emploi total non-agricole suggère qu'en fin de période apparaît une évolution plus parallèle des deux variables : sur la période récente, lorsque le chômage augmente, la proportion de non-salariés a tendance à augmenter. Le constat serait donc le suivant : en période de basse conjoncture, la destruction nette d'emplois non-

<sup>14</sup> Cette proportion est calculée en rapportant le nombre d'actifs de la classe d'âge non pas à l'ensemble de la population active observée dans l'enquête Emploi, mais plutôt aux ressources en main d'œuvre (RMO), soit le nombre d'actifs estimés pour la variable « population active tendancielle » que l'Insee calcule pour produire ses projections de moyen-long terme [Lhermite, 2003]. Nous avons utilisé la variable récemment réajustée par l'Insee et publiée régulièrement dans la Note de conjoncture, qui tient partiellement compte des révisions des projections [Coudin, 2006]. Notre choix est pragmatique et découle de la nécessité de pouvoir le cas échéant « prévoir » les variables explicatives de notre modèle : pour obtenir facilement une prévision du dénominateur de cette proportion, il était préférable de solliciter la projection de l'Insee sur les RMO plutôt que de prévoir la population active observée dans l'enquête Emploi.

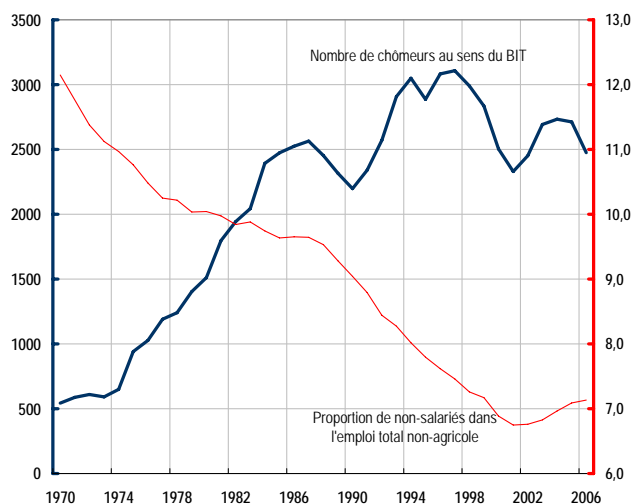
<sup>15</sup> Le report de la publication de l'enquête Emploi 2006 décidée par l'Insee début 2007 affecte les données de chômage au sens du BIT et de population active pour 2006, mais également pour la fin d'année 2005. Nous avons retenu les chiffres provisoires mis à disposition par l'Insee pour 2005 et 2006. Leur révision en fin d'année 2007 nécessitera l'ajustement de nos résultats, mais aura vraisemblablement peu d'influence significative sur la portée de notre diagnostic en matière d'emploi non-salarié.

salariés est plus faible que celle d'emplois salariés, alors que la bonne conjoncture profite plus aux salariés qu'aux non-salariés.

Nous savons déjà le poids d'évolutions sectorielles lourdes qui impulsent un recul régulier de l'emploi non-salarié, y compris lorsque d'autres facteurs tendraient pourtant à favoriser l'emploi non-salarié. Nous partirons donc de l'hypothèse suivante : à la fin des années 1990, la fin des mutations sectorielles pesant sur l'emploi non-salarié laisse enfin apparaître le rôle du chômage, qui tendrait plutôt à alimenter l'emploi non-salarié, suivant l'effet « alternative au chômage » identifié par la littérature.

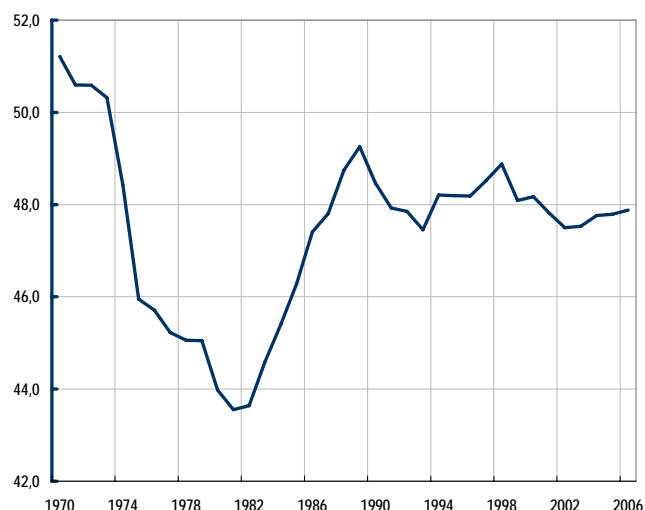
Plusieurs mécanismes peuvent conduire à ce phénomène. Un mécanisme de substitution tout d'abord, entre travail salarié et travail non-salarié. En période de basse conjoncture, un salarié qui se retrouve au chômage est d'autant plus encouragé à créer son propre emploi que les perspectives sur le marché de l'emploi salarié se dégradent. Dans ce cas, le chômage peut-être une bonne variable pour expliquer l'évolution de l'emploi non-salarié. Une autre explication consiste à dire que l'emploi non-salarié est beaucoup moins sensible à la conjoncture que l'emploi salarié. Dans ce cas, quand des emplois sont détruits, ce sont davantage des emplois salariés que non-salariés. Le chômage ne sera alors pas forcément une excellente variable explicative de l'emploi non-salarié.

**Graphique 19 : Nombre de chômeurs au sens du BIT, en milliers, et part des non-salariés dans l'emploi total non-agricole, en %**



Sources : Insee, SCE.  
 Champ : France métropolitaine.  
 Lecture : le nombre de chômeurs au sens du BIT se lit à gauche, la part des non-salariés dans l'emploi non-agricole à droite.

**Graphique 20 : « Taux de marge découlant du PIB », indicateur des perspectives de gains des entrepreneurs, en %**



Sources : Insee, Comptes annuels.  
 Lecture : l'indicateur est le ratio entre le complémentaire du coût du travail total dans le PIB et le PIB. Il est utilisé comme une approximation de la proportion de la richesse nationale qui revient aux entrepreneurs, avec toutes les limites que nous mentionnons.

### 3.2.2 L'espérance de gain des entrepreneurs

Dans leur étude portant sur la renaissance de l'emploi indépendant [OCDE, 2000], les économistes de l'OCDE mettent l'accent sur le rôle explicatif de « la part croissante du revenu national imputable au capital »<sup>16</sup>. Cette variable est définie comme la « Part du capital dans la valeur ajoutée calculée par le PIB évalué sur une base de coûts, moins la compensation des travailleurs, exprimé en proportion du

<sup>16</sup> Cette grandeur n'est pas à proprement parler un « taux de marge » associé aux perspectives de gains des entrepreneurs, d'abord parce qu'elle est calculée par rapport au PIB et non à la valeur ajoutée, ensuite parce qu'elle n'intègre pas uniquement les segments privés de l'économie, mais dilue cette perspective en intégrant également le PIB résultant des activités non-marchandes. Pour cette raison, nous la nommerons par la suite espérance de gain de entrepreneurs (EGE).

*PIB évalué sur une base de coûts* ». La hausse de cet indicateur indiquerait « *une évolution favorable à l'emploi indépendant dont les revenus proviennent, pour partie, de la rémunération du capital et, pour partie, de la rémunération du travail* ».

Nous reconstruisons donc cette variable, en utilisant le PIB en base 2000 issu des comptes annuels de l'Insee, rétropolé avant 1978 avec la base 1980, et prenons comme variable de « compensation des travailleurs » la masse salariale « super-brute », soit la masse salariale brute augmentée des cotisations sociales patronales (graphique 20).

D'autres indicateurs conjoncturels, notamment sur l'activité (indices de climat des affaires) ou sur la croissance (PIB) ont également été passés en revue, sans qu'un lien fort avec la dynamique de l'emploi non-salarié n'apparaisse au cours de nos investigations. En outre, l'utilisation conjointe d'un trop grand nombre d'explicatives potentiellement corrélées entre elles (du fait de leur attache commune au climat conjoncturel) conduit à des difficultés d'estimations que nous ne pouvons surmonter compte tenu du nombre réduit d'observations dont nous disposons pour notre variable d'intérêt, l'emploi non-salarié non-agricole. Nous avons donc choisi de ne pas les détailler ici.

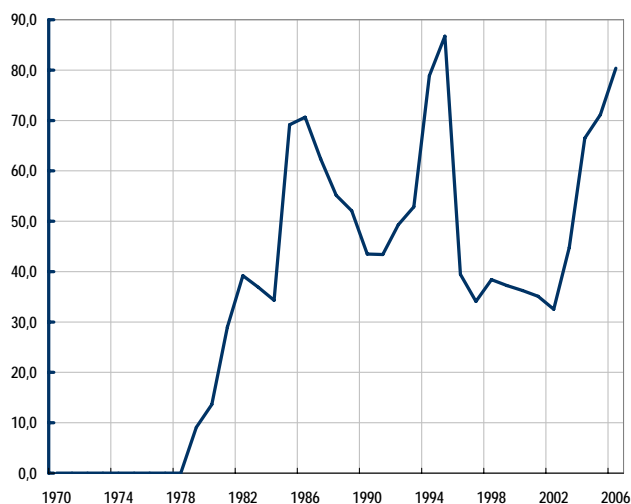
### 3.2.3 L'Aide aux Chômeurs Créateurs ou Repreneurs d'Entreprise (Accre)

L'Aide aux Chômeurs Créateurs ou Repreneurs d'Entreprise (Accre) a été progressivement mise en place entre 1977 et 1980. A l'origine destinée à inciter les cadres au chômage à créer leur entreprise, elle a très tôt été étendue à d'autres catégories de chômeurs. L'Accre est donc un outil de politique de l'emploi, qui utilise le travail non-salarié comme moyen de lutte contre le chômage (graphique 21).

Sa nature et ses conditions d'éligibilité ont beaucoup varié au cours du temps. D'abord distribuée sous forme de prime, elle a été réduite en 1997 à une simple exonération de cotisations sociales sur une période définie, ce qui l'a rendue nettement moins attractive. Aujourd'hui, l'Accre consiste en une exonération de cotisations sociales sur une période d'un an à compter soit de la date d'affiliation au régime des non-salariés, soit du début d'activité de l'entreprise, si l'assuré relève d'un régime salarié. Pour les demandeurs d'emploi indemnisés ou susceptibles de l'être, l'exonération est totale à l'exception du régime de retraite complémentaire. Pour les autres bénéficiaires, l'exonération ne porte que sur la partie des revenus ou rémunérations ne dépassant pas 120 % du SMIC. Dans tous les cas, les cotisations correspondant à l'assurance maladie, maternité, invalidité, décès et au risque accident du travail, lorsque les bénéficiaires entrent dans le champ d'application d'un régime obligatoire d'assurance contre ce risque, sont prises en charge [Daniel, 2007].

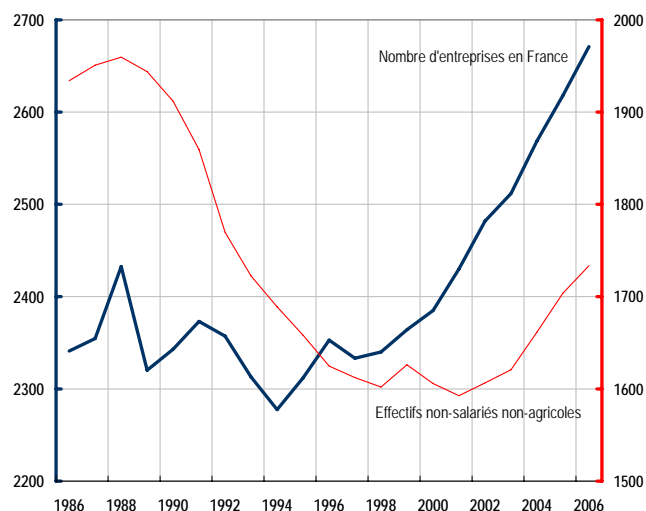
Les données disponibles ne remontent pas avant 1993. Nous les avons d'abord reconstituées depuis 1979 à partir d'anciennes publications, pour ensuite travailler à lisser les ruptures de série (annexe A.3). La figure 21 présente la série ainsi reconstituée.

Graphique 21 : Entrées annuelles dans le dispositif de l'Accre, en milliers



Sources : Dares (voir méthodologie annexe A3).  
Champ : France entière.

Graphique 22 : Effectifs non-salariés non-agricoles et nombre d'entreprises en France, en milliers



Sources : Insee, SCE et Sirene.  
Champ : France métropolitaine pour l'emploi, France entière pour le parc d'entreprises.  
Lecture : les effectifs non-salariés non-agricoles se lisent à droite, le parc d'entreprises à gauche.

### 3.2.4 Les créations pures d'entreprise

La relation entre non-salariat et création d'entreprise est plus intuitive que les précédentes. La création de nouvelles entreprises a un effet direct sur l'emploi non-salarié, puisque les créateurs sont en général non-salariés (graphique 22). Cependant, dans la définition que nous en avons retenue, il existe une différence entre non-salariat et travail indépendant, qui tient à l'existence du statut de dirigeant salarié. Cette différence prend toute son importance dans la comparaison entre effectifs non-salariés et parc d'entreprises ICS (ICS : industrie, construction, commerce, services)<sup>17</sup>. Si les champs diffèrent entre les deux grandeurs (les entreprises financières sont exclues), il est tout de même notable qu'à partir du milieu des années 1990, l'augmentation du parc d'entreprises s'accroît, ce qui n'est que partiellement retracé par l'augmentation du nombre de non-salariés à partir de 2003 (graphique 23). Une explication simple de ce phénomène serait de dire que les gérants minoritaires et les dirigeants salariés fourniraient aujourd'hui une part plus importante des effectifs non-salariés.

Il reste toutefois qu'une indication sur la dynamique démographique du parc des entreprises françaises peut constituer une excellente variable pour approcher le non-salariat. La variable retenue à cet effet est la série du nombre de créations pures d'entreprises au cours d'une année<sup>18</sup> (graphique 24).

Cette série ne rend pas compte de toutes les dynamiques qui affectent la démographie du parc d'entreprises<sup>19</sup>. Elle est cependant retenue pour une raison essentiellement pragmatique, qui est que nous travaillons sur un modèle à visées prédictives. Or, il est très difficile de prédire l'évolution du parc d'entreprises<sup>20</sup>. Mais les données de créations pures présentent surtout l'avantage de faire l'objet de publications mensuelles par le répertoire Sirene. Il est donc possible, en cours d'année, d'avoir une

<sup>17</sup> Cette dernière série n'est disponible que depuis 1987.

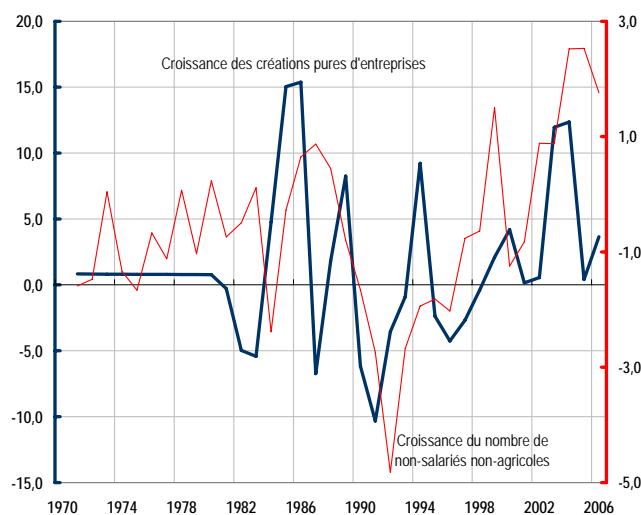
<sup>18</sup> Ces données ne sont disponibles que depuis 1981. Nous les avons rééchantillonnées en reconstruisant pour chaque mois les évolutions moyennes observées ce même mois entre 1981 et 1983, ce jusqu'en 1970.

<sup>19</sup> En particulier, il ne tient pas compte des autres formes de créations (reprises et réactivations), ni de la dynamique de « fin de vie » des entreprises du parc.

<sup>20</sup> Nous avons à ce sujet développé un modèle flux-stocks, dont les résultats sont décevants et difficilement utilisables (Annexe B).

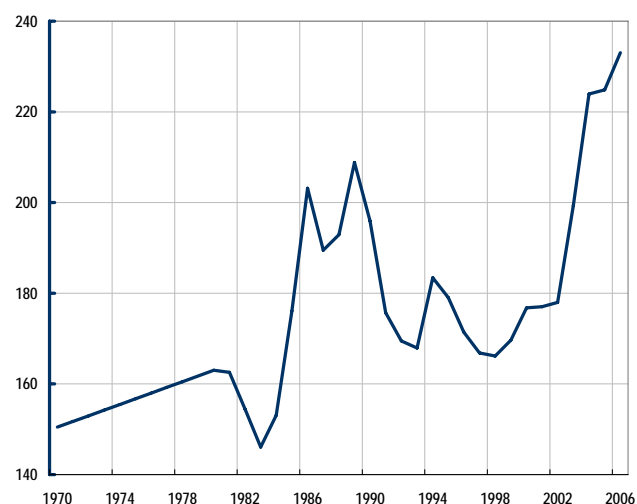
estimation du nombre de créations pures sur l'année, et d'envisager à terme d'exploiter les données mensuelles de créations pures d'entreprise pour construire un indicateur infra-annuel de l'emploi non-salarié, qui fait aujourd'hui défaut.

**Graphique 23 : Taux de croissance des créations pures d'entreprise et des effectifs non-salariés non agricoles, en %**



Sources : Insee, Sirene.  
Champ : France entière.

**Graphique 24 : Créations pures d'entreprise, en milliers**



Sources : Insee.  
Champ : France entière.

### 3.3 Construction de séries longues et étude de stationnarité

Nous avons évoqué, à mesure de la présentation des différentes variables, les choix que nous avons fait pour construire un jeu de variable « cylindré », *i.e.* couvrant à rythme annuel l'intégralité de la période 1970-2006 (annexe A). Nous souhaitons rappeler ici que ce travail de reconstruction est mécaniquement source de fragilité pour notre analyse. Cela est vrai en particulier pour le passé des séries de structure par âge de la population active et de créations pures d'entreprises, pour lesquelles la méthode que nous retenons est assez fruste. Une fois de plus, nous rappelons que nous avons avant tout cherché à être pragmatique pour proposer un premier modèle, qui s'avère difficile à construire du fait du peu d'observations disponibles pour notre variable d'intérêt. Cela se traduit parfois par des concessions sur la précision des données.

Par ailleurs, afin d'être complet dans la présentation des variables sélectionnées, nous indiquons que les différentes séries explicatives ont chacune été soumise à trois tests examinant leur stationnarité, que ce soit en niveau ou en taux de croissance (log-différenciation). Les différentes procédures de test ainsi que les résultats sont présentés dans l'annexe C. Si la stationnarité n'est pas assurée en niveau, elle l'est pour toutes les séries exprimées en taux de croissance. C'est donc sous cette forme qu'elles seront examinées de manière privilégiées par la suite, pour la modélisation.



## 4. Un modèle explicatif des évolutions de l'emploi non-salarié en France

### 4.1 Objectifs et méthodes retenus pour la modélisation

Notre objectif est de construire un modèle de Simulation de l'Emploi Non-Salarié (SENS). Celui-ci devra tenir compte d'une part de l'impact structurel de certaines variables (âge, secteurs) sur le partage de l'emploi entre salariat et non-salariat, d'autre part de l'impact de variables plus conjoncturelles (chômage, espérance de gains pour les entrepreneurs, Accre, créations d'entreprises) sur ses évolutions de court terme. Nous allons donc chercher à combiner une estimation de la croissance annuelle de l'emploi non-salarié avec une prise en compte des éventuelles déformations structurelles du partage de l'emploi entre salariat et non-salariat.

Nous avons vu que la variable d'intérêt (emploi non-salarié) comme la plupart des variables explicatives que nous souhaitons mobiliser sont intégrées d'ordre 1 (annexe C). En outre, la littérature nous indique que la plupart des modèles de simulation de l'emploi marchand ont recours à la méthodologie du Modèle à Correction d'Erreur (MCE)<sup>21</sup>. En effet, quand deux variables sont cointégrées, c'est-à-dire quand il existe une relation de long terme entre elles, il est à redouter qu'une modification transitoire de cette relation n'introduise un déséquilibre à court terme entre les évolutions de ces deux variables<sup>22</sup>. Il faut donc prendre en compte cette erreur pour affiner la simulation : c'est la « correction d'erreur ». Cette méthode, plus riche qu'une simple régression linéaire sur les taux de croissance, intègre donc conjointement le comportement de court terme et la valeur de long terme des variables qui sont en jeu.

Formellement, le MCE repose sur l'écriture d'une relation supposée entre deux séries  $X_t$  et  $Y_t$ , toutes deux intégrées d'ordre 1, sous la forme  $\Delta Y_t = \beta \Delta X_t + \mu_t$ . On suppose en outre que cette série supporte un certain degré de cointégration, c'est-à-dire que  $\beta$  dépend du niveau de  $X_t$ .

Si l'on suppose qu'il existe une « relation d'équilibre » du type  $Y_t^{\text{équil}} = \lambda X_t$  entre les deux séries, la déviation par rapport à cet équilibre à la période  $t-1$  est  $r_t = Y_t - \lambda X_t$ . Le principe du MCE est alors d'intégrer cette déviation dans la régression, appelée « force de rappel », afin d'en tenir compte. Le modèle s'écrit alors :  $\Delta Y_t = \beta \Delta X_t - \gamma (Y_t - \lambda X_t) + \mu_t$

Au total, notre démarche consistera à adapter la méthode du MCE à nos données, en procédant en deux étapes :

- Estimation d'une « relation de long terme » entre la proportion de non-salariés et les variables explicatives structurelles que nous voulons tester (âge, secteurs). Il en découlera une « force de rappel », calculée comme le résidu de cette relation.
- Estimation d'une « relation de court terme » entre le taux de croissance annuel de l'emploi non-salarié et les variables plus conjoncturelles que nous voulons tester, en introduisant parmi elles la force de rappel issue de la relation de long terme.

Nous rappelons que dans toute la suite de cette étude, la variable utilisée, notée NSNA, est l'emploi non-salarié non-agricole, données brutes annuelles en fin d'année issues des sources administratives (Insee, SCE).

---

<sup>21</sup> Pour une présentation détaillée du modèle à correction d'erreur, voir par exemple [Gourieroux et Monfort, 1990], page 514 et suivantes, ou encore [Salmon, 1982].

<sup>22</sup> Dans l'exemple classique,  $X_t$  représente le revenu et  $Y_t$  la consommation. A partir d'un certain niveau de revenu, tout le revenu supplémentaire ne sera plus consommé mais épargné : le lien entre les évolutions de court terme se trouve donc affecté par la divergence en niveau des deux variables.

## 4.2 Spécification de la relation de long terme

Certaines des variables explicatives du modèle ont été identifiées comme des variables de long terme, qui agissent sur le niveau tendanciel de la variable que nous voulons expliquer et prévoir. Compte tenu du fait que nous souhaitons intégrer proprement les déformations du partage de l'emploi entre salariat et non-salariat, notre relation de long terme consistera à établir un lien économétrique entre la proportion de non-salarié dans la population active<sup>23</sup> (PNSPA) et les variables explicatives structurelles que sont les « parts de marché des grandes surfaces » (PDMGC) d'une part, la part des plus de 55 ans dans la population active (PP55PA) d'autre part<sup>24</sup>. En termes purement mathématiques, ce choix nous permet de travailler sur des variables de nature homogène (par nature bornées entre 0 % et 100 %).

Pour traiter correctement ces données et établir un lien entre la proportion de non-salariés et les variables structurelles que nous avons retenues, nous étudions leur relation de cointégration à l'aide du test de Shin (annexe C). Les deux variables explicatives que nous avons retenues comme déterminants structurels du modèle SENS « passent » le test de Shin, aussi bien pour une relation univariée de chacune d'elle avec PNSPA que dans le cadre d'une régression bivariée : l'hypothèse nulle de stationnarité des résidus des relations cointégrantées estimées entre ces variables n'est pas rejetée au seuil de 5 %.

En outre, pour estimer correctement la valeur des paramètres de la relation cointégrante entre PNSPA d'une part et PDMGC et PP55PA d'autre part, il n'est pas possible de se contenter de faire une simple régression linéaire. Il existe plusieurs méthodes pour estimer la valeur des coefficients d'une relation cointégrante. Nous avons utilisé celle proposée par Stock et Watson [STOCK et WATSON, 1993], qui consiste à effectuer la même correction paramétrique que celle effectuée pour assurer l'efficacité du test de Shin (annexe C).

Au total, la relation de long terme est :  $\ln PNSPA(t) = \text{constante} + \alpha \cdot \ln PDMGC(t) + \beta \cdot \ln PP55PA(t) + r(t)$

où  $\ln$  désigne le logarithme,  $\alpha$  et  $\beta$  sont les paramètres estimés par la méthode de Stock et Watson (pour une écriture formelle précise, voir annexe C), PNSPA est la proportion de non-salariés non-agricoles dans la population active, PDMGC est la part de marché des grandes surfaces et PP55PA la part des plus de 55 ans dans la population active.

Le résidus de cette relation de long terme,  $r$ , sera la « force de rappel » que nous introduirons dans l'estimation de court terme. On peut déduire des paramètres estimés certains enseignements en termes d'équilibre de long terme du partage de l'emploi entre salariat et non-salariat (tableau 1) :

- La relation cointégrante a un degré de précision satisfaisant : la statistique du test de Shin est inférieure au seuil à 5 % (0,463).
- Lorsque les parts de marché des grandes surfaces augmentent de 10 %, la relation de long terme suggère que la proportion de non-salarié non-agricole s'ajuste en reculant de -0,8 %, conformément à la dynamique de restructuration et de salarisation de ce secteur, que nous avons détaillée dans la partie précédente.
- Lorsque la part des plus de 55 ans augmente de 10 % dans la population active, la relation de long terme suggère que la proportion de non-salariés non-agricoles s'ajuste en augmentant de +3,9 %. L'effet « expérience » lié à l'âge des non-salariés, suggéré par les études sur données individuelles, ressort donc avec une élasticité de l'emploi non-salarié à cette variable quatre fois plus important que celui de la restructuration du secteur du commerce.

---

<sup>23</sup> Conformément aux réflexions exposées dans la partie précédente, nous retenons comme variable de population active, entrant au dénominateur des ratios PNSPA et PP55PA, non pas la population active observée dans l'enquête Emploi, mais plutôt les ressources en main d'œuvre (RMO), soit la population active tendancielle issue de la projection publiée par l'Insee en 2002 et réajustée pour tenir compte des effets des inflexions récentes de paramètres institutionnels (liées notamment à la réforme des retraites de 2003).

<sup>24</sup> Nous présentons plus loin des spécifications alternatives se restreignant à une tendance temporelle (modèle TREND), à la variable portant sur le commerce uniquement (modèle PDMGC) et à une variable d'âge uniquement (modèle AGE55). Concernant l'âge, nous avons testé d'autres seuils que 55 ans, sans succès. Il semble bien que ce soit finalement le seul pivot pertinent pour notre analyse.

Tableau 1 : Paramètres et statistiques de la relation de long terme du modèle SENS

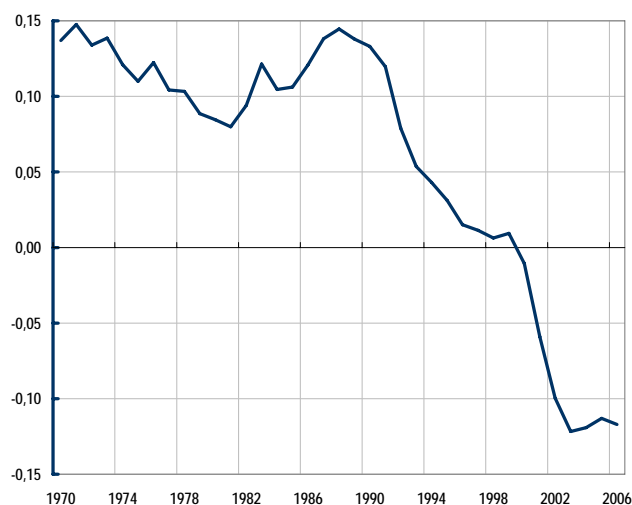
Linear Regression - Estimation by Least Squares				
Dependent Variable lnPNSPA		Annual Data From 1971:01 To 2006:01		
Total Observations	36	R <sup>2</sup> centré	0,96	
Degrees of Freedom	25	R <sup>2</sup> non centré	1,00	
Mean of Dependent Variable	-2,60	Durbin-Watson	0,78	
Std Error of Dependent Variable	0,156	Shin	0,291	
Standard Error of Estimate	0,038			
Sum of Squared Residuals	0,037			
Variable	Coeff,	Std, Err,	T-stat	Signif,
Constant	-1,450	0,168	-8,649	0,000
lnPDMGC	-0,084	0,073	-1,158	0,258
lnAGE	0,394	0,110	3,590	0,001

Logiciel utilisé : WinRATS Pro v.6.2

Lecture : Dependent Variable est la variable d'intérêt. L'intervalle d'estimation est 1971-2006, soit 36 observations. Test de Durbin-Watson: l'hypothèse d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1 est rejetée lorsque le test est proche de 2,0. Test de Shin : l'hypothèse de stationnarité des résidus (relation cointégrante correcte) est rejetée au seuil de 5 % lorsque le test excède la valeur de 0,463.

La force de rappel nous permet bien de retrouver l'impact des deux variables considérées sur les évolutions de la structure de l'emploi en matière de non-salariés (graphique 25). De 1970 à 2000, sous l'effet notamment de la restructuration du secteur du commerce, la proportion de non-salariés tend à reculer pour s'ajuster à cette évolution, ce qu'indique la force de rappel positive. A la fin des années 1990, la mutation du secteur du commerce s'achève et la force de rappel revient vers 0. Enfin, depuis 2000, l'arrivée aux âges élevés des générations d'actifs du baby-boom favorise le retournement de l'emploi non-salarié, poussant à la hausse la proportion de non-salariés avec une force de rappel stabilisée en terrain négatif à partir de 2002.

Graphique 25 : Force de rappel issue de la relation de long terme du modèle SENS



### 4.3 Spécification de la relation de court terme

Pour cette étape de la modélisation, nous souhaitons établir une estimation du taux de croissance de l'emploi non-salarié non-agricole (et non plus de sa part dans la population active). Celle-ci devrait intégrer d'une part la force de rappel à la période précédente, issue de la relation de long terme, avec un coefficient de signe négatif : lorsque, par exemple, la proportion de non-salariés est excessive au regard de ses déterminants structurels (force de rappel positive), nous souhaitons que le modèle intègre une progression de l'emploi non-salarié moins dynamique sur les années suivantes (introduction d'une cale négative), permettant progressivement à la proportion de non-salariés de rejoindre l'équilibre.

Nous souhaitons d'autre part que le modèle intègre les variables chômage et espérance de gains des entrepreneurs (*i.e.* taux de marge), rendant ainsi compte des deux approches opposés des facteurs incitant ou non à se porter vers le non-salariat. Nous souhaitons également intégrer des variables indicatives du contexte conjoncturel dont bénéficient les non-salariés, soit les créations d'entreprises et l'Accre.

Au total, la relation de court terme s'écrirait formellement de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \text{dlnPNSPA}(t) = & \text{constante} + \theta.r(t-1) + \sum^i \varphi_i . \text{dlnPNSPA}(t-i) + \sum^i \alpha_i . \text{dlnBIT}(t-i) + \sum^i \beta_i . \text{dlnEGE}(t-i) \\ & + \sum^i \gamma_i . \text{dlnCREA}(t-i) + \sum^i \delta_i . \text{dlnACCRES}(t-i) + u(t) \end{aligned}$$

où *dln* désigne la différence première du logarithme, PNSPA est la proportion de non-salariés non-agricoles dans la population active, *r* est la force de rappel, BIT est le nombre brut de chômeurs au sens du BIT en fin d'année, EGE est l'espérance de gains des entrepreneurs, mesurée par le taux de marge défini à la section précédente suivant les travaux de l'OCDE, CREA est le nombre cumulé de créations d'entreprises sur l'année considérée, ACCRES est le nombre d'entrée dans ce dispositif sur l'année considérée et *u* le résidu de court terme du modèle.

En pratique, nous n'avons pas pu trouver de spécification tenant compte de la variable ACCRES, dont les coefficients, dans tous les cas de figure, ne ressortent pas comme significatifs. Nous avons donc été conduits à écarter cette variable du modèle.

On peut déduire des paramètres estimés certains enseignements en termes d'élasticité des variations de l'emploi non-salarié non-agricole aux trois variables explicatives de court terme qui interviennent finalement (tableau 2). Deux précautions préalables doivent toutefois être prises. Il convient d'abord de réécrire notre modèle pour faire apparaître le taux de croissance annuel de l'emploi non-salarié non-agricole ( $\text{dlnNSNA} = \text{dlnPNSPA} + \text{dlnRMO}$ , où RMO est la variable ressources en main d'œuvre évoquée plus haut, puisque nous avons  $\text{NSNA} = \text{PNSPA} \times \text{RMO}$ ). Le modèle rendant compte du taux de croissance annuel de l'emploi non-salarié non-agricole se réécrit donc :

$$\begin{aligned} \text{dlnNSNA}(t) = & \text{constante} + \theta.r(t-1) + \text{dlnRMO}(t) + \sum^i \varphi_i . \text{dlnPNSPA}(t-i) + \sum^i \alpha_i . \text{dlnBIT}(t-i) \\ & + \sum^i \beta_i . \text{dlnEGE}(t-i) + \sum^i \gamma_i . \text{dlnCREA}(t-i) + u(t) \end{aligned}$$

En outre, du fait de la prise en compte d'une endogène retardée dans la spécification, il faut d'abord corriger les coefficients estimés (en les divisant par  $1-\varphi_1$  selon les notations utilisées ci-avant) pour pouvoir en inférer des élasticités. Au final, les observations qui nous paraissent importantes à retenir sont les suivantes :

- L'ajustement aux données est satisfaisant du point de vue de la statistique du  $R^2$ , qui s'établit à 70 % en n'utilisant que les seules variables explicatives ( $R^2$  centré), et atteint 82 % lorsque l'on intègre la constante ( $R^2$  non centré).
- La force de rappel a un coefficient dont le signe est bien négatif, jugé significatif au seuil de 5 %.
- Lorsque les créations pures d'entreprises augmentent de +10 % (soit environ +22 000 entreprises nouvelles par an), la relation de court terme suggère que les effectifs non-salariés non-agricoles

s'ajustent en progressant de +1,3 % à l'horizon d'un an, soit environ +22 000 emplois. Logiquement, ce résultat un peu tautologique correspond, à court terme, au nombre d'entreprises nouvelles, via leurs créateurs.

- Lorsque le nombre de chômeurs au sens du BIT progresse de +10 % (soit environ +227 000 chômeurs), la relation de court terme suggère que les effectifs non-salariés non-agricoles s'ajustent en progressant de +0,7 % à l'horizon d'un an, soit environ +12 000 emplois.
- Lorsque l'espérance de gains pour les entrepreneurs, mesurée par le taux de marge que nous avons défini dans la logique des travaux de l'OCDE, progresse de +10,0 % (soit un peu moins de 5 points pour un niveau de 47,8 % en 2005 par exemple), la relation de court terme suggère que les effectifs non-salariés non-agricoles s'ajustent en progressant de +3,4 % à l'horizon d'un an, soit environ +58 000 emplois.

Rappelons enfin qu'il faut être prudent quant aux calculs d'élasticité que nous venons de proposer : ils ont vocation à illustrer ce que signifient intuitivement les coefficients du modèle, mais ils sont probablement fragiles. D'abord parce que la logique qui commande leur écriture est de se demander quel est l'impact d'une variable « toutes choses égales par ailleurs ». Dans le cas particulier des créations d'entreprise, dire que les créations d'entreprise font immédiatement augmenter l'emploi d'un nombre équivalent au nombre de créateurs de ces entreprises nouvelles, c'est sous-entendre que le « stock » d'entreprises augmente exactement du nombre de nouveaux entrants. Ceci n'est vrai qu'à régime de destruction d'entreprise inchangé, ce dont la réalité est le plus souvent éloignée.

Le second argument de fragilité est l'aspect « très court terme » des effets considérés. Pour reprendre en exemple le cas des créations d'entreprise, ces effets ne tiennent pas compte de la disparition, à moyen terme, d'une partie des emplois non-salariés créés, du fait de la cessation d'activité de l'entreprise. Inversement, ils ne tiennent pas compte des emplois salariés qui sont induits à moyen terme par les créations d'entreprise (conformément aux résultats mis en évidence par l'Insee, annexe C) et viennent alors réduire la proportion de non-salariés.

Tableau 2 : Paramètres et statistiques de la relation de court terme du modèle SENS

Linear Regression - Estimation by Least Squares				
Dependent Variable dlnPNSPA		Annual Data From 1971:01 To 2006:01		
Total Observations	36	R <sup>2</sup> centré	0,70	
Degrees of Freedom	29	R <sup>2</sup> non centré	0,82	
Mean of Dependent Variable	-0,013	Durbin-Watson	2,38	
Std Error of Dependent Variable	0,016	Shin	-	
Standard Error of Estimate	0,009			
Sum of Squared Residuals	0,003			
Variable	Coeff,	Std, Err,	T-stat	Signif,
Constant	-0,005	0,002	-2,012	0,054
Force de rappel	-0,076	0,023	-3,367	0,002
dlnPNSPA{1}	0,413	0,128	3,236	0,003
dlnCREA{1}	0,077	0,032	2,383	0,024
dlnBIT{1}	0,042	0,021	1,956	0,060
dlnEGE{1}	0,202	0,122	1,653	0,109

Logiciel utilisé : WinRATS Pro v.6.2

Lecture : Dependent Variable est la variable d'intérêt. L'intervalle d'estimation est 1971-2006, soit 36 observations. Test de Durbin-Watson: l'hypothèse d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1 est rejetée lorsque le test est proche de 2,0. Cette hypothèse est rejetée lorsque le test est proche de 2,0. Test de Shin : l'hypothèse de stationnarité des résidus (relation cointégrante correcte) est rejetée au seuil de 5 % lorsque le test excède la valeur de 0,463.

## 5. Quelques variantes de modélisation

### 5.1 Exploration d'alternatives pour la relation de long terme

La spécification que nous avons retenue peut paraître compliquée, notamment parce qu'il est difficile de se rendre compte si l'intégration conjointe des deux variables structurelles est correcte. Il pourrait en effet exister des phénomènes de corrélation entre ces deux variables, ne reflétant pas nécessairement un lien économique, mais simplement une coïncidence des grandes inflexions : évolution régulière jusqu'aux années 1990, puis nette modification des tendances, avec un décalage d'à peine cinq années. Il est alors possible de suspecter un mauvais traitement du poids respectifs de ces variables.

En outre, compte tenu de la tendance lourde à la baisse de 1970 à 2000, soit les deux tiers de la période d'observation, nous avons exploré l'hypothèse selon laquelle le redressement observé depuis 2002 ne serait qu'un phénomène passager, qui s'éteindra bientôt, l'emploi non-salarié retournant alors à son orientation tendancielle antérieure. Pour cela, il est éclairant d'écrire un modèle naïf où la proportion de non-salariés est simplement calée sur une tendance temporelle (trend), sans plus de raffinement. Ceci permettra d'apprécier l'utilité de « se donner du mal pour faire mieux ».

Au total, nous avons exploré les modèles alternatifs suivants :

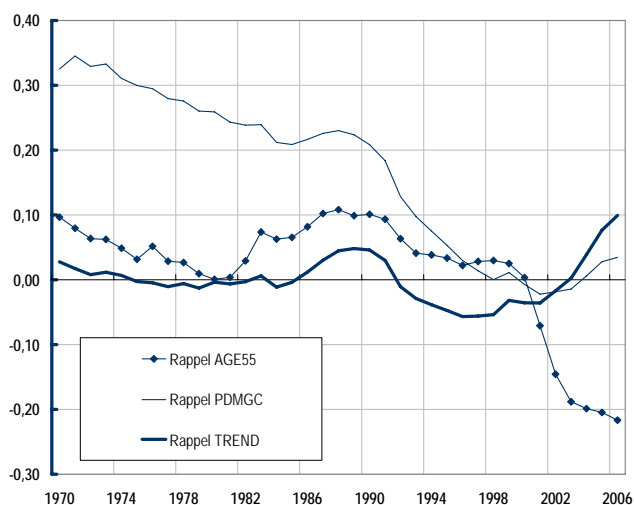
- PDMGC : la relation de long terme se réduit à un calage sur la variable PDMGC, la variable d'âge n'est pas prise en compte.
- AGE55 : la relation de long terme se réduit à un calage sur la variable PP55PA, la variable sur le secteur du commerce n'est pas prise en compte.
- TREND : la relation de long terme se réduit à un calage sur une tendance temporelle, appelée TREND, aucune autre variable n'intervient.

Le graphique 26 permet d'apprécier les changements induits sur la force de rappel. Il appelle les commentaires suivants :

- Les modèles PDMGC et TREND semblent « passer à côté » de la phase de reprise de l'emploi non-salarié à partir de 2002 : sur toute la fin de période, les forces de rappel de ces deux modèles sont positives ou nul. Pour TREND, il est logique que le modèle ne capte aucune inflexion majeure, l'intégralité de la prise en compte du retournement sera « à la charge » des variables de court terme, ce qui suppose que cette reprise de l'emploi non-salarié n'est pas structurelle, mais temporaire. A ce stade, ce n'est pas l'hypothèse la plus vraisemblable. PDMGC propose une gestion plus neutre de la fin de période. La tendance à la baisse s'interrompt, mais aucun facteur de soutien à l'emploi non-salarié n'est retenu au niveau structurel depuis 2000.
- La force de rappel construite sur la seule variable d'âge propose en revanche des évolutions structurelles marquées, relativement cohérentes avec les mouvements observés et les explications qualitatives que nous leur avons trouvées.

Au total, il est à craindre qu'en dehors du modèle AGE55, les modèles alternatifs peinent à capter aussi efficacement que le modèle SENS les principales inflexions de la proportion de non-salariés, en particulier le rebond observé depuis 2002. C'est ce critère d'évaluation en termes de qualité d'ajustement et de pouvoir prédictif que nous allons maintenant utiliser pour apprécier les caractéristiques des dynamiques de court terme de ces modèles.

**Graphique 26 : Forces de rappel issues des relations de long terme des modèles alternatifs**



## 5.2 Discussion des quatre modèles qui en découlent

Le graphique 28 permet d'apprécier les changements induits sur la simulation statique de l'emploi non-salarié non-agricole et l'ajustement aux effectifs observés. Les trois modèles conduisent à un ajustement correct et similaire aux données observées, en simulation statique. Il faut toutefois préciser que la présence d'une endogène retardée, pour laquelle nous intégrons la valeur effectivement observée de PNSPA à la période précédente, comme dans la spécification SENS d'ailleurs, participe certainement beaucoup à cet qualité d'ajustement en simulation statique. Seule une simulation dynamique des modèles (intégrant les valeurs simulées à la période précédente pour l'endogène retardée) permettra de trancher entre les modèles (section suivante).

Le tableau 3 présente les statistiques relatives aux relations de long terme et de court terme de chacun des quatre modèles. Le modèle TREND apparaît rapidement moins performant que les autres : dès la relation de long terme, les résidus sont d'une ampleur nettement supérieure (la somme des carrés des résidus est bien supérieure à ce qu'elle est pour les autres modèles, assez proches de ce point de vue) ; le  $R^2$  de la relation de court terme traduit nettement ce défaut d'ajustement aux données, qui tend à s'amplifier en fin de période, la tendance ne permettant pas à la force de rappel de capter l'inflexion de la proportion de non-salarié. Ce dernier point nous conduit à un diagnostic privilégiant une vision du rebond de 2002 comme étant structurel et durable.

Pour ce qui est des deux autres modèles, leurs statistiques et leur qualité d'ajustement est comparable à celles du modèle SENS si bien qu'il est difficile d'établir une « hiérarchie » claire. Une manière des départager sera d'étudier les simulations dynamiques auxquelles conduisent ces spécifications, pour se rendre compte de la stabilité et du caractère prédictif de chaque modèle (section suivante). A ce stade, nous pouvons cependant comparer les élasticités de court terme qui en découlent :

- La variable ACCRE ne ressort significativement dans aucun des modèles alternatifs. Sa prise en compte dans le cadre de travail que nous nous sommes donné, conjointement avec les autres explicatives de court terme est donc une difficulté que nous ne pourrons pas résoudre ici. L'hypothèse qui nous paraît la plus probable est que l'Accre est évincée par la variable des créations d'entreprises, qui connaissent un profil proche de celui des bénéficiaires de l'Accre, sur la seconde moitié de la période d'étude.
- La variable CREA des créations pures d'entreprises présente une élasticité qui varie entre 0,1 et 0,3 dans le modèle PDMGC. Vraisemblablement, dans ce dernier cas, le soutien à l'emploi non-

salarié qui fait défaut en fin de période dans la relation de long terme (pas de variable d'âge « porteuse ») est compensé dans la relation de court terme par un poids plus grand accordé à une variable qui précisément pousse à la hausse le non-salariat, avec la forte accélération des créations d'entreprises depuis 2003.

- L'élasticité au chômage est comprise entre 0,04 (pour AGE55) et 0,15 (pour PDMGC), soit du simple au triple. Le modèle SENS se positionne de ce point de vue en position médiane.
- La hiérarchie est inverse pour l'élasticité à l'espérance de gain des entrepreneurs (0,2 pour PDMGC et 0,34 pour AGE55). Il semble donc que la spécification PDGMC favorise davantage l'approche « alternative au chômage », le modèle avec l'âge seul laissant plus de place à l'approche « entrepreneuriale », présente avec le même effet que dans le modèle SENS.

Tableau 3 : Paramètres et statistiques des modèles alternatifs à SENS

Modèles	SENS	PDMGC	AGE55	TREND
<b>Relations de long terme</b>				
Degrés de liberté	25	25	25	34
R <sup>2</sup> centré	0,96	0,95	0,96	0,95
R <sup>2</sup> non centré	1,00	1,00	1,00	1,00
Somme des carrés des résidus	0,04	0,04	0,03	0,04
Erreur quadratique moyenne	0,038	0,040	0,037	0,16
Test de Shin	0,291	0,401	0,222	0,250
Constante	-1,450	-2,283	-1,059	-2,289
lnPDMGC	-0,084	-0,122	***	***
lnAGE55	0,394	***	0,696	***
Tendance temporelle	***	***	***	-0,015
<b>Relations de court terme</b>				
Degrés de liberté	29	26	29	27
R <sup>2</sup> centré	0,70	0,70	0,69	0,63
R <sup>2</sup> non centré	0,82	0,82	0,82	0,78
Somme des carrés des résidus	0,003	0,002	0,003	0,003
Erreur quadratique moyenne	0,009	0,010	0,009	0,011
Test de Durbin Watson	2,38	2,11	2,27	2,34
Constante	-0,005	-0,005	-0,009	-0,009
Force de rappel	-0,076	-0,053	-0,083	-0,138
<b>Elasticités de court terme</b>				
dlnCREA	0,13	0,30	0,11	0,37
dlnBIT	0,07	0,15	0,04	0,09
dlnEGE	0,34	0,20	0,34	0,48
dlnACCRES	***	***	***	***

Logiciel utilisé : WinRATS Pro v.6.2

Lecture : L'intervalle d'estimation est 1971-2006, soit 36 observations. La variable d'intérêt est lnPNSPA pour les relations de long terme, dlnPNSPA pour les relations de court terme. Test de Durbin-Watson: l'hypothèse d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1 est rejetée lorsque le test est proche de 2,0. Test de Shin : l'hypothèse de stationnarité des résidus (relation cointégrante correcte) est rejetée au seuil de 5 % lorsque le test excède la valeur de 0,463.

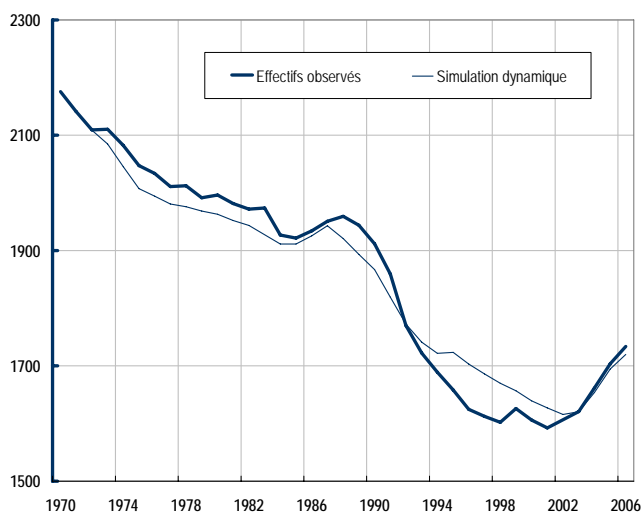


## 6. A l'épreuve de la simulation dynamique

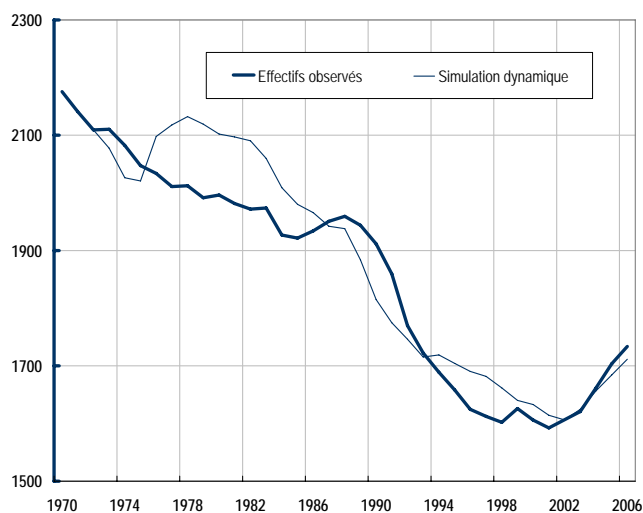
### 6.1 Objectifs et méthode de la simulation dynamique

Pour éprouver la qualité de notre modèle, nous avons mené des simulations de l'emploi non-salarié non-agricole à partir des spécifications décrites aux sections précédentes, sur la période 1976-2006, pour les comparer aux valeurs observées dans les sources administratives.

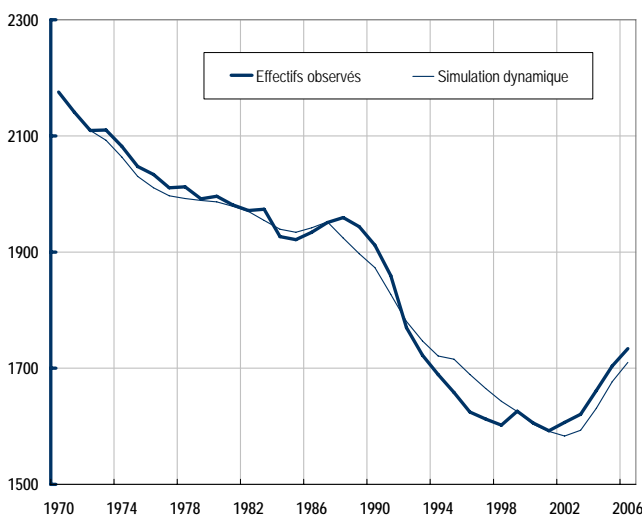
Graphique 27 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle SENS



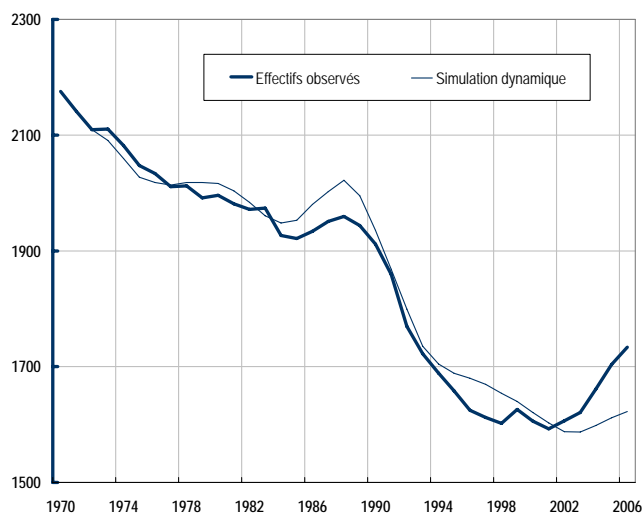
Graphique 28 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle PDMGC



Graphique 29 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle AGE55



Graphique 30 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle TREND



Dans cette optique, deux stratégies de simulation sont possibles, du fait d'une force de rappel utilisant la valeur à la période N-1 de notre variable d'intérêt (NSNA), et d'une endogène retardée dans la relation de court terme :

- Simulation statique : pour simuler à la période N la variable NSNA, nous utilisons la valeur observée en N-1 (« vraie valeur ») de NSNA. Ce sont les résultats de ce type de simulation que nous avons illustré et commenté dans les sections précédentes.
- Simulation dynamique : au contraire de la précédente, c'est la valeur de NSNA simulée en N-1 qui est utilisée pour simuler NSNA à la date N. Ce type de simulation permet d'apprécier une éventuelle dérive du modèle lorsqu'il fonctionne de manière récurrente. Nous allons illustrer les résultats obtenus pour ce type de simulation pour en inférer un diagnostic qualitatif sur la « stabilité » de notre modèle, comme de ses alternatives.

Comme l'annonçaient les résultats des simulations statiques, le modèle SENS se montre d'une stabilité satisfaisante, épousant relativement bien la tendance de la variable observée, sans s'en écarter notablement pendant de longues périodes. Il parvient en outre à capter aussi bien le court rebond de l'emploi non-salarié entre 1986 et 1989 –accompagnant l'embellie conjoncturelle du marché du travail– que le retournement plus net et plus durable depuis 2003 (graphique 29). En comparaison, les modèles TREND et PDMGC échouent à capter proprement et simultanément ces deux inflexions caractéristiques de l'évolution du non-salariat français (graphiques 30 et 32). En revanche, la spécification AGE55 offre une alternative de bonne qualité : comme SENS, ce modèle épouse de près les principales évolutions de l'emploi non-salarié. Graphiquement, l'ajustement en niveau des effectifs paraît même parfois légèrement meilleur, notamment sur les périodes 1976-1982 et 1995-2000. Toutefois, les deux modèles simulent des évolutions globalement identiques, au-delà des décalages en niveau (graphique 31).

## 6.2 Adéquation, robustesse et capacité prédictive

Nous proposons de valider le diagnostic qualitatif de notre lecture graphique par l'étude de quelques indicateurs de l'erreur « standard » de simulation dynamique. Nous mobiliserons trois indicateurs : le maximum de la valeur absolue des erreurs, la moyenne de la valeur absolue des erreurs et l'erreur quadratique moyenne<sup>25</sup>. Précisons dès maintenant que nous ne pouvons pas mener ici de test « hors de l'intervalle d'estimation des paramètres », situation qui se rapproche davantage d'une utilisation « en conditions réelles » que ce que nous proposons ici. Ceci résulte du faible nombre d'observations disponibles pour les variables concernées (1970 à 2006, soit au mieux 37 observations). C'est une faiblesse réelle de la procédure d'évaluation de la robustesse des modèles qui, à ce stade, reste difficile à surmonter.

Sur la période 1976-2006<sup>26</sup>, l'erreur absolue du modèle SENS atteint plus de 78 000 non-salariés en niveau. Mais en régime « standard », l'erreur quadratique moyenne est ramenée à 6 700 non-salariés en niveau, soit de l'ordre 3 000 personnes pour ce qui est de l'estimation de la progression annuelle de l'emploi non-salarié (tableau 4). Conformément aux observations graphiques, SENS est nettement plus performant que les alternatives TREND et PDMGC pour les erreurs en niveau, mais les écarts se resserrent dès lors que l'on considère l'erreur de simulation de la progression annuelle du non-salariat. En particulier, le modèle AGE55 présente la même qualité d'adéquation que SENS.

---

<sup>25</sup> L'erreur quadratique moyenne se calcule comme la racine de la moyenne des erreurs au carré. Dans la plupart des logiciels, cette statistique est dénommée RMSE (Root Mean Squared Errors).

<sup>26</sup> La simulation dynamique doit par nature être « initialisée » aux premières dates avec les valeurs observées de NSNA. Par conséquent, les premières erreurs sont mécaniquement plus faibles. Nous avons choisi de les éliminer de nos calculs, en calculant nos indicateurs à partir de 1976 seulement.

Si l'on se concentre sur le retournement à la hausse qu'a connu l'emploi non-salarié sur la période récente, et en refaisant les calculs sur la période 2000-2006, l'erreur quadratique moyenne de notre modèle SENS est sensiblement identique, de l'ordre de 4 000 personnes pour la progression annuelle de l'emploi non-salarié. Le modèle TREND reste d'une qualité deux fois inférieure. Les alternatives PDMGC et AGE55 captent toutes deux assez finement le retournement à la hausse de l'emploi non-salarié, avec une qualité d'ajustement similaire à celle de SENS. Rappelons toutefois que l'alternative PDMGC est à écarter au motif qu'elle ne permet pas de coller au rebond conjoncturel de 1986 à 1989. La qualité de la spécification alternative AGE55 est en revanche confirmée, avec une erreur quadratique sur la progression annuelle des effectifs légèrement plus faible.

Tableau 4 : Statistiques sur les simulations dynamiques, modèles SENS et alternatifs

Simulations en milliers	SENS	PDMGC	AGE55	TREND
Effectifs simulés fin 1976	1994	2098	2011	2018
Effectifs simulés fin 2000	1639	1633	1604	1621
Effectifs simulés fin 2006	1720	1712	1710	1623
<b>Ecarts sur 1976-2006</b>				
<u>Sur les effectifs</u>				
Erreur absolue maximale	78,4	127,7	64,7	111,1
Erreur absolue moyenne	31,0	55,0	22,6	33,1
Erreur quadratique moyenne	6,7	12,2	5,1	7,5
<u>Sur le glissement annuel des effectifs</u>				
Erreur absolue maximale	42,8	90,9	43,0	38,0
Erreur absolue moyenne	12,1	22,5	12,2	15,2
Erreur quadratique moyenne	3,0	5,3	3,0	3,3
<b>Ecarts sur 2000-2006</b>				
<u>Sur les effectifs</u>				
Erreur absolue maximale	34,4	27,0	30,7	111,1
Erreur absolue moyenne	15,4	14,2	19,4	49,2
Erreur quadratique moyenne	7,4	6,6	8,5	23,3
<u>Sur le glissement annuel des effectifs</u>				
Erreur absolue maximale	25,3	22,2	22,1	29,6
Erreur absolue moyenne	7,4	10,1	5,5	18,2
Erreur quadratique moyenne	4,1	4,5	3,3	8,0

Logiciel utilisé : WinRATS Pro v.6.2

Lecture : L'intervalle de simulation de référence est ramené à 1976-2006, soit 31 observations, car la simulation dynamique est construite de telle manière que les premiers points sont par définition plus proches de l'observée, du fait du calage initial de l'algorithme sur les données de 1970 à 1972. Sur 2000-2006, cela ramène l'intervalle de simulation à 7 observations.

Finalement, nous proposons de retenir les conclusions suivantes :

- La qualité du modèle SENS, en termes d'ajustement dynamique aux données observées comme de stabilité et de capacité à capter les principales inflexions au bon moment, est jugée satisfaisante.
- L'ordre de grandeur de l'erreur « standard » à laquelle s'expose son utilisateur dans des conditions « réelles » est de  $\pm 4\ 000$  personnes sur le glissement annuel des effectifs non-salariés non-agricoles.
- Les spécifications alternatives TREND et PDMGC échouent à retracer l'ensemble des principales inflexions de notre variable d'intérêt.

- La spécification alternative –simplifiée- AGE55 est au moins aussi performante que notre modèle SENS. Compte tenu de la plus grande « simplicité » dont fait preuve cette spécification, elle peut donc sembler préférable *in fine* au modèle que nous avons proposé de retenir.
- Nous indiquons toutefois ce qui nous semble être un défaut intrinsèque de la spécification alternative AGE55 : elle repose sur l'hypothèse que la structure par âge de la population active suffit, et suffira longtemps encore, à expliquer l'essentiel des changements de régime structurels du non-salariat. Les données indiquant que le commerce a contribué pour plus de 60 % au recul du non-salariat sur longue période, il nous paraît risqué de ne pas chercher à en tenir compte. Que se passerait-il si la législation réglementant la grande distribution était modifiée demain en induisant de nouveau des mouvements importants de réallocation de l'emploi entre salariat et non-salariat ? SENS en tiendrait mieux compte que l'alternative AGE55.

### 6.3 Comprendre le retournement de l'emploi non-salarié au début des années 2000

Au final, l'utilisation du modèle SENS, aussi imparfait qu'il soit encore, permet d'éclairer quelques-unes des principales inflexions de l'emploi non-salarié non-agricole de ces 40 dernières années. Jusqu'au milieu des années 1990, la restructuration du commerce se traduit par d'importantes réallocations d'emplois du non-salariat, qui recule rapidement, vers le salariat. L'embellie conjoncturelle de la fin des années 1990 n'autorise qu'un rebond temporaire, sans remettre en cause ce mouvement de fond.

A la fin des années 1990, avec une législation devenue plus contraignante pour la grande distribution (graphique 16), la baisse tendancielle de l'emploi non-salarié prend fin. Le retournement à la hausse ne se dessine cependant qu'au début des années 2000, avec l'augmentation de la proportion d'actifs âgés, plus expérimentés (graphique 18), qui tirent mieux partie de facteurs réglementaires et conjoncturels favorables au non-salariat : chômage en hausse de 2002 à 2005 (graphique 19), incitant à « créer son propre emploi » ; politiques publiques en faveur de la création d'entreprise se traduisant dès 2003 par une forte accélération des créations d'entreprises nouvelles (graphique 24) ; léger redressement de l'espérance de gain à une activité non-salarié à partir de 2002 (graphique 20).

## Conclusion

A l'issue de cette étude, qu'avons nous appris sur les déterminants de l'emploi non-salarié en France ces 40 dernières années? Avant tout, nous avons mis en évidence l'importance de trois déterminants structurels dont les évolutions pendant cette période ont affecté en profondeur l'économie française dans son ensemble et le non-salariat en particulier. La mutation du monde agricole est le premier de ces bouleversements pesant sur l'évolution du non-salariat depuis les années 1970. En restreignant le champ de notre étude au non-salariat non-agricole, nous avons choisi d'isoler ce phénomène, ses ressorts étant très différents de ceux affectant l'évolution du non-salariat dans les autres secteurs de l'économie.

Nous avons également identifié deux autres déterminants structurels de l'évolution du non-salariat en France. D'une part, la restructuration du secteur du commerce a, sur le long terme, pesé sur le partage de l'emploi de ce secteur entre salariat et non-salariat. D'autre part, la prise en compte de la structure par âge de la population active permet d'illustrer l'impact significatif des évolutions démographiques –en particulier celui du vieillissement de la population active- sur les évolutions de l'emploi non-salarié.

Les déterminants des fluctuations de court terme de l'emploi non-salarié sont eux plus difficiles à mettre en exergue. La littérature sur le sujet propose deux types de mécanismes pour rendre compte de la décision individuelle des agents d'exercer une activité non-salariée. A un non-salariat entrepreneurial, porté par une conjoncture économique favorable, peut être opposé un non-salariat par défaut, induit par la dégradation du marché du travail salarié. Notre étude conduit sur ce sujet à retenir le diagnostic suivant : ces deux mécanismes de comportements d'actifs qui se portent ou non vers le non-salariat coexistent sur le marché du travail français, chacun de manière significative. En effet, parmi les nombreuses variables mobilisées dans les modèles que nous avons testés, celles rendant compte de ces deux hypothèses ressortent systématiquement de manière significative et permettent de proposer une lecture éclairée des évolutions de l'emploi non-salarié depuis 1970.

Il faut toutefois garder à l'esprit le caractère fragile du modèle SENS (Simuler l'Emploi Non-Salarié) finalement mis au point. Ce modèle, comme les spécifications alternatives que nous proposons, se veut un premier pas dans la modélisation économétrique du non-salariat en France. Sur le plan de la réflexion théorique, d'une part, un certain nombre d'imprécisions et d'inconnues demeurent, qui suggèrent de mener des études complémentaires explorant plus en détail les composantes du non-salariat (secteurs d'activité, métiers) et certains des moteurs de sa dynamique (liens avec l'activité, avec la création d'emploi, avec les politiques publiques d'aides aux chômeurs et de réglementation). Sur le plan des données, d'autre part, il nous semble important de souligner le mode de sélection des variables retenues pour le modèle SENS. Nous avons en effet privilégié un cadre de travail pragmatique permettant l'utilisation régulière en conjoncture d'un modèle économétrique stable, nous trouvant dès lors contraint par l'accessibilité des données et la possibilité ou non de reconstituer des séries longues. D'autres cadres de réflexion pourraient probablement compléter et enrichir cette approche.

Il reste cependant que notre modèle présente des qualités prédictives satisfaisantes, même si elles doivent être confirmées par l'utilisation en temps réel à des fins d'analyse conjoncturelle. Nous livrons donc ici un outil pertinent pour enrichir l'analyse de l'emploi en France. Ses carences sont autant de pistes de réflexion pour un approfondissement des connaissances du champ encore mal connu qu'est celui de l'emploi non-salarié.

## Annexe A : Rétropolation des variables « Parts de marché des grande surfaces dans le commerce alimentaire de détail » (PDMGC) et « Aide aux Chômeurs Créateurs d'Entreprise » (Accre)

### A.1 Part de marché des grande surfaces dans le commerce alimentaire de détail (PDMGC)

Pour reconstruire cette variable sur longue période de manière homogène, nous avons utilisé deux sources différentes :

- Entre 1970 et 1991, nous avons utilisé les publications *Consommation et lieux d'achats des produits alimentaires*, publiées tous les deux ans par l'Insee, et qui ont l'avantage d'une unité conceptuelle sur longue période.
- Entre 1985 et 2005, nous avons retenu le poste *Grandes surfaces d'alimentation générale du commerce de détail* du tableau *Les ventes au détail – produits alimentaires commercialisables des Comptes du commerce* publiés annuellement par l'Insee. Ici, les concepts pris en compte varient assez significativement au cours du temps. Les évolutions les plus importantes en sont, en 1994, l'exclusion des magasins populaires de ce poste, en 1999, l'exclusion des tabacs de la liste des produits alimentaires, et en 2003, le passage de la comptabilité nationale en base 2000.

Quatre séries distinctes sont donc à homogénéiser<sup>27</sup> :

- De 1970 à 1991, la série « consommation et lieux d'achats » ;
- De 1985 à 1997, la série « comptes du commerce », avec tabac ;
- De 1994 à 2003, la série « comptes du commerce », hors tabac ;
- De 1999 à 2005, la série « comptes du commerce », en base 2000.

Les périodes de recouvrement entre les différentes séries « comptes du commerce » résultent de la réévaluation des valeurs passées de la série dans la nouvelle base. On calcule, pour chaque date

présentant un recouvrement entre deux séries, un ratio :  $r_t^{i+1/i} = \frac{x_{t,i+1}}{x_{t,i}}$  (où  $i$  indexe les séries d'origine).

On prend alors comme coefficient de passage d'une série à l'autre la moyenne des ratios calculés pour

ces deux séries :  $c_{i,i+1} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n_i} r_{t_j}^{i+1/i}$  (où  $t_1 \dots t_{n_i}$  sont les dates pour lesquelles on a un recouvrement

entre la série  $i$  et la série  $i+1$ ). La nouvelle série est reconstruite par passages successifs des séries les plus récentes aux séries les plus anciennes. La méthode a été définie pour pouvoir conserver les valeurs les plus récemment estimées comme étalon, afin de laisser la possibilité de prolongation des séries avec les valeurs futures. Pour les années pour lesquelles on n'a aucune année de référence, on a pris la moyenne des deux valeurs encadrantes (c'est le cas en 1975 et en 1984).

---

<sup>27</sup> Les séries ne sont pas exhaustives sur les périodes indiquées.

Tableau A.1 : Construction de la série longue PDMGC

Année	conso/lieu d'achat	avec tabac	hors tabac	base 2000	passage1	passage 2	passage 3	Série PDMGC
1970		14,5	***	***	***			13,8
1971		21,1	***	***	***			20,0
1972		22,7	***	***	***			21,5
1973		25,7	***	***	***			24,4
1974		25,4	***	***	***			24,1
1975	***		***	***	***			27,0
1976		31,5	***	***	***			29,9
1977		33,1	***	***	***			31,4
1978		35,1	***	***	***			33,3
1979		37,1	***	***	***			35,2
1980		38,7	***	***	***			36,7
1981		39,4	***	***	***			37,4
1982		41,8	***	***	***			39,7
1983		44,4	***	***	***			42,1
1984	***		***	***	***			44,0
1985		49,7	41,4	***	***		0,83	45,8
1986	***		44,1	***	***			48,8
1987		52,6	46,5	***	***			51,5
1988	***		48,5	***	***			53,7
1989		59	50,7	***	***		0,86	56,1
1990	***		51,7	***	***			57,2
1991		62,2	54,7	***	***		0,88	60,5
1992	***		55	***	***			60,9
1993	***		56,3	***	***			62,3
1994	***		57,5	62	***	1,08		63,6
1995	***		58,6	63,2	***	1,08		64,9
1996	***		59,2	***	***			65,5
1997	***		58,7	***	***			65,0
1998	***	***		63,2	***			64,9
1999	***	***		64,7	67,1	1,04		67,1
2000	***	***		66,4	67,7	1,02		67,7
2001	***	***		66,2	68	1,03		68
2002	***	***		66,4	68,2	1,03		68,2
2003	***	***		66,9	68,3	1,02		68,3
2004	***	***	***		67,9			67,9
2005	***	***	***		67,6			67,6
2006	***	***	***		67,3			67,3
					1,03	1,08	0,86	

## Références

BERTRAND, M. (1989). *Consommation et lieux d'achats des produits alimentaires en 1983*, Insee Résultats, série Consommation-Modes de vie n°2, p.36.

BERTRAND, M. (1991). *Consommation et lieux d'achats des produits alimentaires en 1985*, Insee Résultats, série Consommation-Modes de vie n°19-20, p.29.

BERTRAND, M. (1991). *Consommation et lieux d'achats des produits alimentaires en 1987*, Insee Résultats, série Consommation-Modes de vie n°30-31, p.29.

BERTRAND, M. (1992). *Consommation et lieux d'achats des produits alimentaires en 1989*, Insee Résultats, série Consommation-Modes de vie n°43-44, p.42.

BERTRAND, M. (1993). *Consommation et lieux d'achats des produits alimentaires en 1991*, Insee Résultats, série Consommation-Modes de vie n°54-55, p.44.

INSEE (1989). *Les comptes du commerce en 1988*, Insee Résultats, série Economie générale n°5, p.26.

INSEE (1990), *Les comptes du commerce en 1989*, Insee Résultats, série Economie générale n°23, p.22.  
 INSEE (1991), *Les comptes du commerce en 1990*, Insee Résultats, série Economie générale n°44-45, p.26.  
 INSEE (1992), *Les comptes du commerce en 1991*, Insee Résultats, série Economie générale n°58-59, p.28.  
 INSEE (1993), *Les comptes du commerce en 1992*, Insee Résultats, série Economie générale n°84-85, p.24.  
 INSEE (1994), *Les comptes du commerce en 1993*, Insee Résultats, série Economie générale n°101-102, p.25.  
 INSEE (1996), *Les comptes du commerce en 1994*, Insee Résultats, série Economie générale n°124-125, p.22.  
 INSEE (1997), *Les comptes du commerce en 1995*, Insee Résultats, série Economie générale n°138-139, p.24.  
 INSEE (1998), *Les comptes du commerce en 1996*, Insee Résultats, série Economie générale n°160-161, p.22.

CLOAREC, N., LEMAIRE, M., NAUZE-FICHET, C. et NIVET-ROLEN, C. (1996). *Le commerce en 1995*, Insee première, n°443.

CLOAREC, N., EYMARD, I., LEMAIRE, M. et NIVET, C. (1997). *Le commerce en 1996*, Insee première, n°515.

EYMARD, I., LEMAIRE, M., NIVET, C. et SEGUIN, S. (1998). *Le commerce en 1997*, Insee première, n°574.

BERTHIER, C., EYMARD I., NIVET C. et SEGUIN, S. (1999). *Le commerce en 1998*, Insee première, n°639.

BERTHIER, C., LUTINIER, B., NIVET, C. ET SEGUIN, S. (2000). *Le commerce en 1999*, Insee première, n°708.

BERNARDET, S., BERTHIER, C., GOUÉZEL-JOBERT, A. et LUTINIER, B. (2001), *Le commerce en 2000*, Insee première, n°772.

BERNARDET, S., BERTHIER, C., GOUÉZEL-JOBERT, A. et LUTINIER, B. (2002). *Le commerce en 2001*, Insee première, n°848.

BERNARDET, S., BOVAR, O., GOUÉZEL-JOBERT, A. et LUTINIER, B. (2003). *Le commerce en 2002*, Insee première, n°897.

BERNARDET, S., BOVAR, O., GOUÉZEL-JOBERT, A. et PREVOT, J. (2004),. *Le commerce en 2003*, Insee première, n°965.

BOVAR, O., FOURNIER, J.-Y., GOUÉZEL-JOBERT, A. et PREVOT, J. (2005). *Le commerce en 2004*, Insee première, n°1023.

PREVOT, J.-Y., PREVOT, J. et VICAIRE V. (2006). *Le commerce en 2005*, Insee première, n°1079.

FOURNIER, J.-Y., MICHEL, C. et VICAIRE V. (2007). *Le commerce en 2006*, Insee première, n°1138.

## A.2 Proportion d'actifs par âge dans la population active

Un travail sur les données de l'enquête Emploi nous a permis d'extraire le nombre d'actifs par tranche d'âge, pour chaque année de 1970 à 2005. Nous avons ensuite effectué un travail de rétopolation pour raccorder des séries marquées par des ruptures méthodologiques de l'enquête, notamment lors du passage à l'enquête Emploi en continu en 2002.

Pour chaque type de tranche d'âge, nous comptabilisons le nombre d'actifs présent dans chaque enquête à partir de 1975. Un modèle du type  $Y_t = \alpha + \beta.t + \gamma.1_{2002} + \mu_t$  est estimé pour prendre en compte la discontinuité de 2002 : le coefficient  $\gamma$  de l'indicatrice en 2002 est considérée comme la discontinuité due au changement d'enquête emploi. Il est soustrait sur toute la partie amont de la série, pour pouvoir prolonger l'avenir de la série sans avoir à effectuer de correction.

Enfin, une rétopolation tendancielle simple permet d'étendre la série pour couvrir les dates allant de 1970 à 1975.



Tableau A.2 : Séries longues d'actifs de plus de 55 ans (AGE) et de ressources totales en main d'œuvre (RMO), en milliers

Année	AGE	
	(Plus de 55 ans)	RMO
1970	3210	21196
1971	3202	21403
1972	3193	21617
1973	3184	21881
1974	3175	22034
1975	3165	22211
1976	3032	22452
1977	3070	22676
1978	3066	22940
1979	3080	23215
1980	3118	23415
1981	3057	23666
1982	2918	23832
1983	2732	24016
1984	2671	24222
1985	2644	24353
1986	2599	24503
1987	2550	24642
1988	2538	24776
1989	2538	24863
1990	2469	24891
1991	2396	24994
1992	2324	25161
1993	2299	25313
1994	2240	25456
1995	2191	25604
1996	2159	25723
1997	2110	25900
1998	2080	26085
1999	2132	26299
2000	2153	26481
2001	2361	26672
2002	2655	26821
2003	2851	26946
2004	2996	27054
2005	3128	27121
2006	3220	27162

### A.3 Aide aux Chômeurs Créateurs d'Entreprise (ACCRES)

Nous disposons des données sur les entrées dans le dispositif Accre provenant de la Dares. Ces données ne sont malheureusement disponibles qu'à partir de 1990. Nous complétons la série pour remonter jusqu'en 1979, date de la mise en place de l'Accre, à l'aide de deux publications comportant des données utilisables (voir références plus bas).

Pour raccorder ces données avec la série existante depuis 1990, nous calculons le taux de croissance annuel des données plus anciennes. Nous reconstituons par la suite les données à rebours à l'aide de ces taux de croissance. Nous obtenons deux séries : la première en rétropolant à partir de 1993, c'est-à-dire le dernier point des séries documentées, la seconde en rétropolant à partir de 1990, c'est-à-dire le premier point de la série existante. Nous retenons la première série pour le traitement économétrique. Ce choix est motivé par le fait que cette série rétropolée est celle qui donne le point le plus proche des données documentées en 1970. On considère donc que c'est celle qui reflète le mieux l'évolution et le niveau de la variable sur l'ensemble de la période.

Tableau A.3 : Construction de la série longue ACCRE

Année	Données Dares	Données complémentaires		Données rétropolées	
		Données sources	Coeff. de rétropolation	Calage 1993	Calage 1990
1979	***	[Dossou/Folques] 9200		9 081	10 295
1980	***	13 800	-0,3333	13 621	15 443
1981	***	29 360	-0,5300	28 980	32 855
1982	***	39 712	-0,2607	39 198	44 439
1983	***	37 364	0,0628	36 880	41 812
1984	***	34 765	0,0748	34 315	38 903
1985	***	70 057	-0,5038	69 150	78 396
1986	***	71 577	-0,0212	70 651	80 097
1987	***	[Charpail/Monchois] 63159	0,1333	62 342	70 677
1988	***	55 868	0,1305	55 145	62 518
1989	***	52 749	0,0591	52 066	59 028
1990	49316	44 070	0,1969	43 500	49 316
1991	43616	43 971	0,0023	43 402	43 616
1992	49337	49 967	-0,1200	49 320	49 337
1993	52857	53 550	-0,0669	52 857	52 857
1994	78862	***	***	78 862	78 862
1995	86729	***	***	86 729	86 729
1996	39478	***	***	39 478	39 478
1997	34093	***	***	34 093	34 093
1998	38407	***	***	38 407	38 407
1999	37232	***	***	37 232	37 232
2000	36248	***	***	36 248	36 248
2001	35131	***	***	35 131	35 131
2002	32517	***	***	32 517	32 517
2003	44785	***	***	44 785	44 785
2004	66479	***	***	66 479	66 479
2005	71140	***	***	71 140	71 140
2006	80344	***	***	80 344	80 344

## Références

DOSSOU F. et FOLQUES D. (1987). *Bilan de l'aide aux chômeurs créateurs d'entreprise*, Bilan de l'emploi 1986, Dossiers statistiques du travail et de l'emploi n°34-35.

CHARPAIL C. et MONCHOIS X. (1994). *Les aides à la création d'entreprise en 1993*, Premières synthèses n°59, Dares.

## Annexe B : Créations d'entreprise et emploi

### B.1 Flux de créations d'entreprise et évolution du parc d'entreprises en France

La création d'une entreprise correspond à la création de son premier établissement économiquement actif. On distingue trois types de créations :

- Les créations pures, ou créations *ex nihilo* sont des créations d'entreprise dont l'activité ne constitue pas la poursuite d'une activité de même type exercée antérieurement au même endroit par une autre entreprise. Elle correspond à l'exploitation de nouveaux moyens de production.
- Les créations par reprises sont des entreprises par récupération de tout ou partie des moyens de production d'une autre entreprise.
- Les créations par réactivation correspondent à la reprise d'une activité qui avait été interrompue pendant un certain laps de temps. Ce phénomène est essentiellement lié aux détours et choix de parcours professionnel des personnes physiques, dans la mesure où un individu garde à vie son immatriculation SIREN.

L'effectif du parc français d'entreprise n'est estimé qu'une fois par an par les gestionnaires du registre Sirene (Insee). Les chiffres des créations et disparitions d'entreprise sont eux connus tous les mois. L'évolution de l'effectif du parc d'entreprise français semble donc pouvoir être suivie en soldant ces flux d'entrées et de sortie, pour les ajouter progressivement au dernier « stock » d'entreprises présent dans Sirene.

Toutefois, il n'est pas possible de rapprocher directement flux d'entrée et de sortie. En effet, l'immatriculation d'un nouveau SIREN ne correspond pas toujours à une création d'entreprise. Par exemple, un artisan passant du statut d'entrepreneur individuel (EI) à celui d'entreprise unipersonnelle à responsabilité limitée (EURL) prend une nouvelle immatriculation, sans que l'ancienne ne soit supprimée, car le statut de son entreprise passe de personne physique à personne morale. Inversement, la création d'une entreprise ne s'accompagne pas obligatoirement de l'immatriculation d'un nouveau numéro SIREN. Par exemple, un artisan qui reprend son activité après une période d'interruption conserve son ancien numéro SIREN. Il sera donc comptabilisé comme création d'entreprise (par réactivation), sans ajouter une entreprise dans le répertoire Sirene<sup>28</sup>.

Pour effectuer une estimation mensuelle du nombre d'entreprises en France, on doit donc reconstituer un flux de sorties de ce parc qui soit comparable à celui des entrées. Pour ce faire, nous utilisons les enquêtes Sine (Insee), qui donnent des indications sur les taux de survie des nouvelles entreprises pendant les cinq années qui suivent leur création (graphique B1). Nous prolongeons ces chroniques sur 20 ans. Nous disposons de deux vagues de l'enquête Sine qui nous permettent de faire ce travail, la vague 1995 et la vague 1998. Ces deux vagues donnant des renseignements sur deux périodes de conjoncture différentes (basse pour 1995, plus soutenue en 1998), nous retenons une chronique de sortie moyenne entre les deux séries prolongées comme chronique de référence (graphique B2).

Les chroniques de survie que nous avons sont annuelles, les données de créations mensuelles. Nous supposons que les sorties sont régulières pendant l'année. Nous divisons donc notre taux de sortie annuel par 12 pour le faire passer en rythme mensuel. Nous avons donc à présent 20 taux de sortie mensuels  $\tau_1 \dots \tau_{20}$  qui correspondent aux taux de sortie mensuel des entreprises créées la  $t-i$ ème année. On peut donc écrire le nombre de sorties au cours d'un mois  $t$  donné :

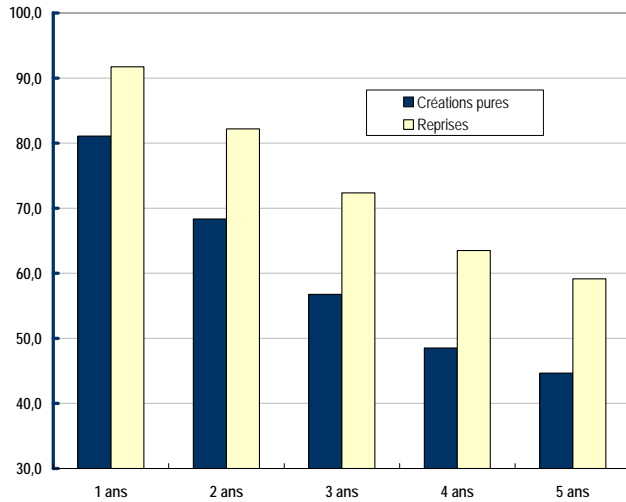
$$S_t = \sum_{i=1}^{20} \tau_i \cdot \sum_{k=1}^{12} C_{t-k,i}$$

où  $S_t$  est le nombre de sorties et  $C_t$  est le nombre de créations d'entreprise, au mois  $t$ .

---

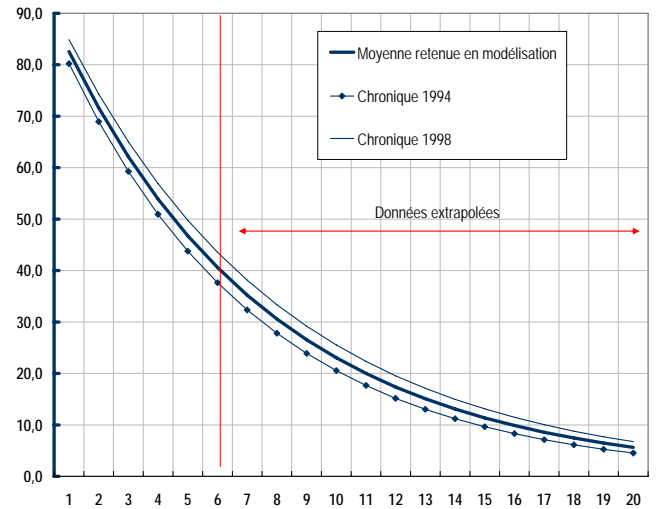
<sup>28</sup> On trouvera une bonne mise au point sur les difficultés de la démographie d'entreprise sur le site de l'antenne Rhône-Alpes de l'Insee : [www.insee.fr/fr/insee\\_regions/rhone-alpes/publi/Dostec3\\_démoentreprise.htm](http://www.insee.fr/fr/insee_regions/rhone-alpes/publi/Dostec3_démoentreprise.htm)

Graphique B1 : Taux de survie des entreprises selon l'enquête Sine, en %



Sources : Enquête Sine, moyenne des vagues 1994 et 1998, Insee.

Graphique B2 : Taux de survie des entreprises issues de créations pures, sur 20 ans en %



Sources : Enquête Sine, Insee.

L'évolution de l'effectif du parc d'entreprises  $P_t$  s'écrit donc :

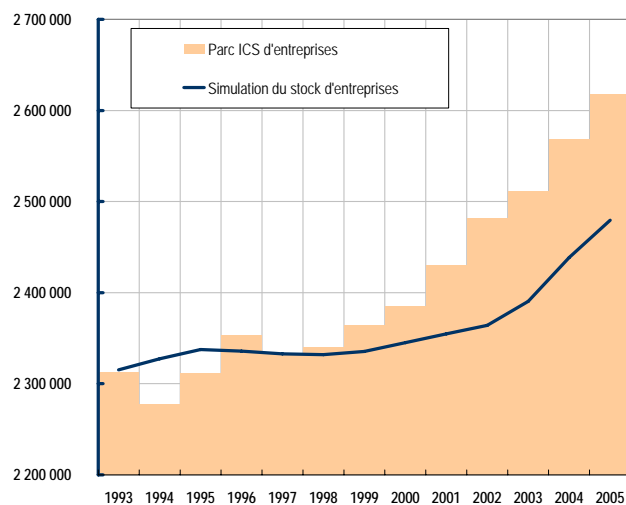
$$P_t = P_{t-1} + C_t - \sum_{i=1}^{20} \tau_i \cdot \sum_{k=1}^{12} C_{t-k,i}$$

Dans un premier temps, nous ne raisonnons qu'avec la chronique de sortie des créations pures. Ceci nous conduit à une surévaluation du nombre d'entreprises. Pour y remédier, nous raffinons le modèle en distinguant la chronique de sortie des créations pures de celle des créations par reprise. En effet, les créations par reprise ont à chaque date de meilleures chances de survie que les créations pures. Le modèle devient donc :

$$P_t = P_{t-1} + C_t^P + C_t^R - \sum_{i=1}^{20} \tau_i^P \cdot \sum_{k=1}^{12} C_{t-k,i}^P - \sum_{i=1}^{20} \tau_i^R \cdot \sum_{k=1}^{12} C_{t-k,i}^R$$

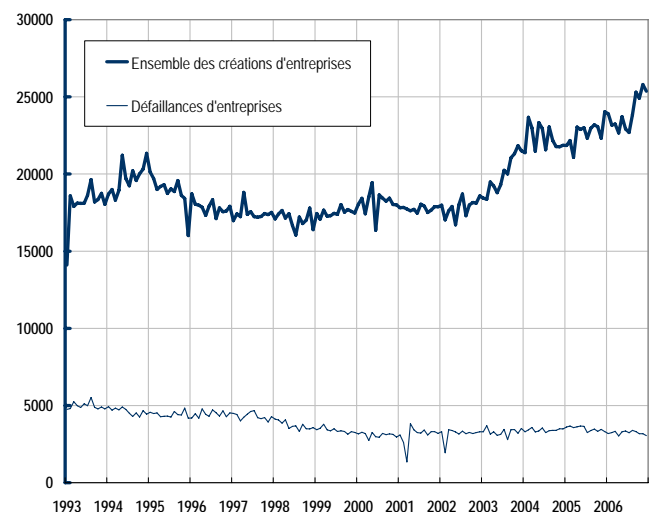
Le résultat est amélioré, mais reste en deçà des niveaux proposés par Sirene (graphique B3).

Graphique B3 : Essai de modélisation « flux-stocks » du parc d'entreprises en France



Sources : Répertoire Sirene, enquête Sine, Insee.

Graphique B4 : Créations mensuelles d'entreprise et défaillances, en milliers



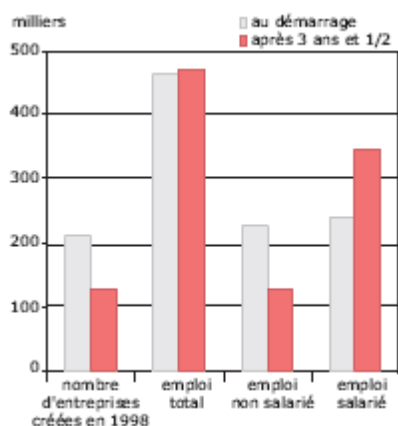
Sources : Insee.

## B.2 Impact sur l'emploi de la création d'entreprise

Plus de 85 % des entreprises se créent sans aucun salarié, et cette proportion est relativement stable sur la période récente. De ce fait, l'impact sur l'emploi des créations d'entreprise est nécessairement limité à court terme : il reste proche du nombre de nouveaux créateurs d'entreprise.

Toutefois, des travaux de l'Insee ont pu mettre en évidence des effets d'entraînement à moyen terme sur l'emploi salarié, à travers le suivi de l'emploi dans les entreprises créées en 1998<sup>29</sup>. Celles-ci employaient à leurs début 226 000 non-salariés et 237 000 salariés. Trois ans plus tard, deux entreprises sur trois sont toujours actives. Ces entreprises emploient alors en 2001 344 000 salariés, pour 128 000 non-salariés (soit à peu près le nombre d'entreprises restantes).

Graphique B5 : Créations d'entreprise et emplois créés, en milliers



Sources : Insee, répertoire Sirene et enquêtes Sine 1998 et 2001.

Graphique B6 : Dynamisme des créations pures et emplois salariés créés, en milliers



Sources : Insee, répertoire Sirene et enquêtes Sine 1998 et 2001. Entreprises pérennes : entreprises créées ou reprises en 1998 et toujours actives trois ans plus tard.

L'emploi salarié progresse donc dans le temps pour les entreprises pérennes : il représente 73 % de leur emploi total au bout de 3 ans, contre 51 % seulement au départ, même s'il reste en deçà du niveau de 90 % observé dans l'ensemble des entreprises (graphique B5). Le dynamisme de l'emploi salarié des entreprises pérennes est plus marqué pour les créations pures d'entreprise (graphique B6). Ce phénomène tient pour l'essentiel au développement de nouvelles activités dans le domaine des services aux entreprises, qui bénéficient de l'essor des nouvelles technologies de l'information et de la communication.

Le processus de création d'emplois salariés est lent parce que les jeunes entreprises se limitent souvent à 1 ou 2 embauches lors de leurs trois premières années d'existence. Lorsque la croissance de l'emploi salarié est plus rapide, c'est souvent le résultat d'une politique de rachat ou de fusion, plus que du dynamisme interne de l'entreprise. En conséquence, au bout de 3 ans, l'emploi total est encore proche du niveau de départ. Seule la mortalité des entreprises freine la progression de l'emploi total, pesant à la fois sur l'emploi salarié et non-salarié.

## B.3 Quelle élasticité de l'emploi non-salarié aux créations d'entreprise ?

La création d'entreprise a connu une forte accélération en France à partir de 2003 (de l'ordre de +20 % sur 2 ans), passant d'un régime moyen de 18 000 entreprises créées chaque mois avant 2002 à plus de 22 000 par mois en moyenne à partir de début 2004 avant une nouvelle hausse aux alentours de

<sup>29</sup> DEMOLY, E. et THIRION, B. (2003). « L'impact sur l'emploi des créations d'entreprises », *Insee Première* n°917, août.

25 000 par mois à partir de l'été 2006 (graphique B4). L'essentiel de cette accélération provient des créations pures d'entreprise, les reprises et réactivations étant plutôt moins nombreuses (28 % des créations d'entreprises en 2006, contre 35 % en 2002). Au total, ce sont près de 320 000 nouvelles entreprises qui voient désormais le jour chaque année.

Trois facteurs peuvent être mobilisés qualitativement, sans qu'il soit réellement possible de chiffrer leur contribution précise à ce mouvement :

- La mise en œuvre du Pare en 2001 a introduit la possibilité de cumuler les indemnités chômage avec les revenus d'activité puis également avec les aides à la création d'entreprise, et l'on constate que le nombre de bénéficiaires de l'Accre (aide aux chômeurs créateurs d'entreprises) s'est effectivement accru parallèlement à l'accélération des créations d'entreprises.
- La loi pour l'initiative économique de 2003 (Loi Dutreil) a assoupli les conditions de la création d'entreprise : accès élargi à la création d'entreprises, aides financières au démarrage de l'activité, simplifications administratives, nouvelles facilités liées au statut de l'entreprise (apport minimal de capital ramené à 1 euro, contre 7 500 euros auparavant). Cette dernière disposition explique la progression des « sociétés » et le repli relatif des « entreprises individuelles ».
- D'autres dispositifs ont été mis en place plus récemment sans qu'ils aient nécessairement déjà produit des effets significatifs : la loi en faveur des petites et moyennes entreprises (août 2005) visant à favoriser la transmission d'entreprises, en particulier pour les artisans et commerçants partant en retraite ; les nouvelles aides introduites en 2006 pour favoriser la création d'entreprises dans les secteurs de l'innovation technologique.

Depuis 2003, l'emploi non-salarié est parallèlement reparti à la hausse, après plus de trente années de baisse continue, et un recul de -2,2 millions d'emplois non-salariés au total entre 1970 et 2002. Le rebond observé est marqué : +78 000 emplois non-salariés entre 2003 et 2006, soit +3,5 %. Ce rebond semble intuitivement être un corollaire logique de l'accélération récente des créations d'entreprise.

Dans la plupart des modélisations testées dans notre étude, le nombre de créations d'entreprise est une variable explicative significative de l'évolution à court terme du non-salariat. En France, l'élasticité de l'emploi non-salarié des secteurs marchands non-agricoles aux nombres de créations d'entreprises serait ainsi, suivant les spécifications retenues, de l'ordre de +0,13 : lorsque les créations d'entreprises augmente de +10 % (soit +22 000 entreprises), l'emploi non-salarié des secteurs marchands non-agricoles progresserait de +1,3 %, soit environ +22 000 emplois, correspondant logiquement, à court terme, aux emplois des créateurs d'entreprise.

Toutefois, se concentrer sur le lien entre l'emploi non-salarié soulève deux réserves. La fragilité de ce lien économétrique est d'abord à souligner, dans la mesure où les créations d'entreprises ne suffisent pas à expliquer l'intégralité des variations de l'emploi non-salarié, comme le montre notre étude. Ce déterminant prime sur les autres surtout dans les périodes où les inflexions du rythme de création d'entreprises sont marquées, comme entre 2003 et 2006. En outre, établir une élasticité de l'emploi non-salarié aux créations d'entreprise suggère consécutivement un travail d'étude des déterminants du rythme de création d'entreprise, qui reste à faire.

Nous formulons en fait l'hypothèse suivante : introduire la variable « créations d'entreprise » dans nos modèles nous permet en réalité de capter l'influence de phénomènes réglementaires influant sur les comportements des agents susceptibles d'accéder au statut de non-salarié, dont nous avons donné trois exemples récents. Plutôt que de se concentrer sur les créations d'entreprise, l'idée pourrait être de construire des variables qualitatives retraçant l'impact positif ou négatif de la réglementation sur l'emploi non-salarié directement, ou plus indirectement à travers les créations d'entreprise.

## Annexe C : Quelques outils d'économétrie des séries temporelles mobilisés pour l'estimation

### C.1 Tests de stationnarité

On étudie la stationnarité des différentes variables à travers trois tests distincts : KPSS, Dickey-Fuller augmenté et Phillips-Perron. Tous considèrent un processus stochastique  $Y_t = \rho \cdot Y_{t-1} + u_t$ , où  $u_t$  est un terme d'erreur de type bruit blanc, et  $-1 \leq \rho \leq 1$ . Si  $|\rho| = 1$ , ce processus est alors une marche aléatoire, que l'on sait non-stationnaire. Les tests de racine unitaire ont pour but d'estimer  $\rho$ , pour tester le fait qu'il soit de module significativement différent de 1. S'il l'est, alors la série est stationnaire. Sinon, la série est dite non-stationnaire, et on ne peut pas lui appliquer en tant que tel un grand nombre de traitements économétriques.

**Le test de Dickey-Fuller Augmenté (DFA)** prend comme hypothèse nulle la non-stationnarité de la série considérée. Il prend en compte la série :  $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ , où  $\delta = \rho - 1$ . Le test revient alors à tester la nullité du terme  $\delta$ . Pour cela, on utilise une statistique de Student classique. Mais la distribution de cette statistique, sous l'hypothèse  $\delta = 0$ , n'est pas asymptotiquement normale. Dickey et Fuller ont montré que la distribution sous cette hypothèse du Student du coefficient de  $Y_t$  suit la statistique  $\tau$ , dont ils ont déterminé les valeurs critiques [Dickey et Fuller, 1979]. On rejette la non-stationnarité si la statistique du coefficient de  $Y_t$  est inférieure à la valeur critique donnée par la table de Fuller. Pour tenir compte de la possible corrélation des termes d'erreur  $u_t$ , on augmente le test par l'ajout des valeurs décalées de la variable dépendante  $\Delta Y_t$ .

On effectue donc la régression :  $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \alpha_i \cdot \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t$ .

On teste ici encore nullité de  $\delta$ . Ce test de Dickey-Fuller augmenté (DFA), suit lui aussi la distribution de la statistique  $\tau$ , contenue dans les tables de Fuller.

**Le test de Perron-Phillips (PP)** est basé sur le même principe que le test DFA, à ceci près que l'ajustement fait pour prendre en compte la corrélation des termes d'erreurs est effectué de façon non-paramétrique [PHILLIPS et PERRON, 1988]. Sa distribution asymptotique est la même que celle du test DFA.

**Le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS)**, à la différence des deux précédents, prend comme hypothèse nulle la stationnarité de la série considérée [Kwiatowski, Phillips, Schmidt et Shin, 1992]. Il s'effectue en trois étapes. Dans un premier temps, on régresse la série sur une constante

et on récupère le résidu estimé  $\hat{\epsilon}_t$ . On construit la série :  $\hat{S}_t = \sum_{k=1}^t \hat{\epsilon}_k$ , et on considère la variance de

long terme de  $\hat{\epsilon}_t$ , notée  $\hat{s}^2$ . La statistique de test est :  $KPSS = \frac{1}{\hat{s}^2} \frac{\sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2}{T^2}$

Tableau C.1 : seuils critiques à 5% des tests KPSS, DFA et PP

	KPSS	Dickey-Fuller	Phillips-Perron
Valeur critique seuil à 5%	0,463	-2,86	-2,86

On rejette la stationnarité de la série quand cette statistique est supérieure à une valeur critique tabulée (tableau C1). Ce test est beaucoup plus indulgent que ceux qui vont être énoncés par la suite, essentiellement du fait qu'il prenne la stationnarité de la série comme hypothèse nulle<sup>30</sup>.

Sans surprise, aucune série ne peut être considérée comme stationnaire en niveau (tableau C2). En revanche, la log-différenciation (différence première du logarithme de chaque variable) permet d'obtenir des séries stationnaires (tableau C3). Il semble que les effectifs de chômeurs, et la part de marché des grandes surfaces soient stationnaires autour d'un trend.

Tableau C.2 : Statistiques de test des différentes séries en niveau

	KPSS	Dickey-Fuller	Phillips-Perron
PIB	3,47	0,61	0,59
ACCRE	1,88	-4,41	-4,11
BIT	2,87	-2,24	-2,48
CREAPURE	1,49	-2,49	-3,68
PDMGC	3,45	-1,19	-1,22
PARC	2,59	0,92	0,93
EGE	2,69	0,22	-0,01

Tableau C.3 : Statistiques de test de la différence première du logarithme des différentes séries

	KPSS	Dickey-Fuller	Phillips-Perron
dlnPIB	0,06	-22,81	-22,59
dlnACCRE	0,12	-25,16	-21,56
dlnBIT	1,47	-17,04	-15,70
dlnCREAPURE	0,12	-23,80	-19,18
dlnPDMGC	1,22	-28,01	-30,83
dlnPARC	0,19	-36,32	-38,82
dlnEGE	0,37	-32,32	-34,80

## C.2 Traitement de la cointégration dans la relation de long-terme

### Les relations de cointégration à l'épreuve du test de Shin

Pour tester la cointégration entre deux variables, Shin a proposé un test basé sur le test de stationnarité de KPSS appliqué aux résidus estimés de la relation cointégrante [Shin, 1994]. L'hypothèse nulle est la cointégration. La régression cointégrante est augmentée de valeurs avancées et retardées des différences premières de la variable dépendante. La relation devient donc :

$$X_t^1 = d_t + \sum_{i=2}^n \beta_i X_t^i + \sum_{j=-q}^q \sum_{i=2}^n \lambda_i^j \Delta X_{t-j}^i + u_t$$

où les  $X^i$  sont les variables de long terme dont on étudie la cointégration. On calcule la statistique de KPSS des résidus estimés  $\hat{u}_t$  de cette relation. On rejette la relation de cointégration si cette statistique prend une valeur supérieure aux valeurs critiques de cette statistique, soit 0,436 au seuil de 5 %.

<sup>30</sup> Il est en outre très sensible à l'estimateur de la variance ( $\hat{s}^2$ ).



### Estimation des paramètres de la relation de long terme en présence de cointégration

Il existe plusieurs méthodes pour estimer la valeur des coefficients d'une relation de cointégration. Nous avons utilisé celle proposée par Stock et Watson [Stock et Watson, 1993]. Elle consiste à effectuer la même correction paramétrique que celle effectuée pour assurer l'efficacité du test de Shin.

L'équation estimée est donc ici encore: 
$$X_t^1 = d_t + \sum_{i=2}^n \beta_i X_t^i + \sum_{j=-q}^q \sum_{i=2}^n \lambda_i^j \Delta X_{t-j}^i + u_t$$

Les coefficients des variables explicatives  $\beta_i$  et  $d_t$  sont alors des bons estimateurs de la relation de long terme existant entre ces variables et la variable dépendante, dès lors que  $u_t$  satisfait au test de KPSS.

### C.3 Références bibliographiques

DICKEY, D.A. et FULLER, W.A. (1979). *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, Journal of the American Statistical Association, vol.74.

KWIATOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. et SHIN, Y. (1992). *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*, Journal of Econometrics, vol. 54.

PHILLIPS, P. et PERRON, P. (1988). *Testing a unit in time series regression*, Biometrika, vol. 475.

SHIN Y. (1994). *A residual based test of the null of cointegration against the alternative of noncointegration*, Econometric Theory vol.10.

STOCK, J. et WATSON, M. (1993). *A simple estimator of cointegrated vectors in higher order integrated systems*, Econometrica vol.61.

## Bibliographie

- AMAR, M. et EVAÏN, F. (2006). *Les indépendants*, Insee Première n°1084, juin.
- ATTAL-TOUBERT, K. et LAVERGNE, H. (2006). *Premiers résultats de l'enquête sur l'emploi 2005*, Insee Première n°1070, mars.
- BEFFY, M. (2005). *En 2005, plus d'un million de salariés ont plusieurs employeurs*, Insee Première n°1081, mai.
- BEFFY, M. (2006). *Les non-salariés depuis 1990*, France portrait social, Insee.
- CLOAREC, N. (1996). *Formes de vente et conquête de marchés*, Insee Première n°437, mars.
- COUDIN, E. (2006). *Projections 2002-2050 : des actifs en nombre stable pour une population âgée toujours plus nombreuse*, Insee Première n°1092, juillet.
- COURNOT, S. et MULLIC, S. (2004). *Le rôle économique des repreneurs d'entreprise*, Insee Première n°975, juillet.
- DANIEL, C. (2005). *2004, un bon millésime pour la création d'entreprise aidée*, Premières synthèses n°51.3, Dares, décembre.
- DANIEL, C. (2007). *Les aides aux chômeurs créateurs ou repreneurs d'entreprise en 2005*, Premières synthèses n°05.2, Dares, février.
- DEMOLY, E. et THIRION, B. (2003). *L'impact sur l'emploi des créations d'entreprises*, Insee Première n°917, août.
- FABRE, V. (2007). *Les créations d'entreprises poursuivent leur hausse en 2006*, Insee Première n°1120, janvier.
- FABRE, V. et KERJOSSE, N. (2006). *Nouvelles entreprises, cinq ans après : l'expérience du créateur prime sur le diplôme*, Insee Première n°1064, janvier.
- FOURNIER, J.Y., MICHEL, C. et VICAIRE, V. (2007). *Le commerce en 2006 : seul le commerce de détail maintient sa croissance*, Insee Première n°1138, juin.
- GOURIEROUX, C. et MONFORT, A. (1990). *Séries temporelles et modèles dynamiques*, Economica, Paris.
- GUILLEMOT, B. (2006). *Forte croissance de l'emploi non-salarié en 2004*, Acoos Stat Bilan n°44, décembre.
- HIPPLE, S. (2004). *Self-employment in the United-States: an update*, Monthly Labor Review vol.127 n°7, juillet.
- INSEE (2001). *Créations et créateurs d'entreprise*, Insee Résultats, série Système productif, n°205.
- INSEE (2004). *Créations et créateurs d'entreprise*, Insee Résultats, série Économie, n°16.
- INSEE (2004b). *Créations et créateurs d'entreprise*, Insee Résultats, série Économie, n°19.
- LHERMITTE, S. (2003). *Quel ralentissement de la population attendre en 2004 ?* Note de conjoncture de l'Insee, décembre.
- LIAISONS SOCIALES (2002). *Les non-salariés*, Coll. Les dossiers thématiques Insee – Liaisons sociales – Dares, n°22.
- LINDSAY, C. et MACAULAY, C. (2004). *Growth in self-employment in the UK*, Labour Market Trends vol.112 n°10, octobre.
- LUTINIER B. (2002). *Les petites entreprises du commerce depuis 30 ans*, Insee Première n°831.
- MANSER, M.E. et PICOT, G. (1999). *The role of self-employment in U.S. and canadian job growth*, Monthly Labor Review, avril.
- OCDE (2000). *La renaissance partielle de l'emploi indépendant*, Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2000.
- RATTIN, S. (1996). *L'agriculture n'est plus un état mais une profession*, Insee Première n°420.
- RISSMAN, E.R. (2003). *Self-employment as an alternative to unemployment*, Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper n°2003-34, février.
- SALANIE, B. (1999). *Guide pratique des séries non stationnaires*, Economie et prévision n°137, janvier-mars.
- SALMON, M. (1982). *Error correction mechanisms*, Economic Journal n°92.

## Table des illustrations

Graphique 1 : Effectifs non salariés en France depuis 1970, en milliers, et part dans l'emploi total, en %	4
Graphique 2 : Composition de la catégorie « non-salariés » au recensement de 1999	8
Graphique 3 : Comparaison des effectifs non-salariés de l'enquête Emploi et des sources administratives, en milliers	8
Graphique 4 : Evolution sectorielle des non-salariés, part dans l'ensemble des non-salariés en %	12
Graphique 5 : Evolution de l'emploi non-salarié par grands secteurs, en milliers	12
Graphique 6 : Part de l'emploi indépendant dans l'emploi total, principaux pays de la zone euro, en %	13
Graphique 7 : Part de l'emploi indépendant dans l'emploi total, autres pays, en %	13
Graphique 8 : Part de l'emploi indépendant et PIB par habitant en 1979, pays de l'OCDE	14
Graphique 9 : Part de l'emploi indépendant et PIB par habitant en 1997, pays de l'OCDE	14
Graphique 10 : Effectifs salariés et non-salariés dans l'agriculture, en milliers	16
Graphique 11 : Effectifs non-salariés et effectifs non-salariés non-agricoles, en milliers	17
Graphique 12 : Part de non-salariat dans l'emploi total et dans l'emploi non-agricole, en %	17
Graphique 13 : Contributions des différentes branches à la baisse des effectifs non-salariés non-agricoles entre 1981 et 2003, en %	18
Graphique 14 : Taux de croissance de la part du non-salariat dans les différentes branches entre 1981 et 2003, en %	18
Graphique 15 : Effectifs non-salariés non-agricoles, avec ou sans commerce, en milliers	18
Graphique 16 : Effectifs non-salariés non-agricoles, en milliers, et part de marché de la grande distribution, en %	18
Graphique 17 : Population active par tranche d'âge, séries rétopolées, en milliers	19
Graphique 18 : Proportion d'actifs de plus de 40 ans, de plus de 45 ans, de plus de 50 ans et de plus de 55 ans dans la population active tendancielle, en %	19
Graphique 19 : Nombre de chômeurs au sens du BIT, en milliers, et part des non-salariés dans l'emploi total non-agricole, en %	21
Graphique 20 : « Taux de marge découlant du PIB », indicateur des perspectives de gains des entrepreneurs, en %	21
Graphique 21 : Entrées annuelles dans le dispositif de l'Accre, en milliers	23
Graphique 22 : Effectifs non-salariés non-agricoles et nombre d'entreprises en France, en milliers	23
Graphique 23 : Taux de croissance des créations pures d'entreprise et des effectifs non-salariés non agricoles, en %	24
Graphique 24 : Créations pures d'entreprise, en milliers	24
Tableau 1 : Paramètres et statistiques de la relation de long terme du modèle SENS	27
Graphique 25 : Force de rappel issue de la relation de long terme du modèle SENS	27
Tableau 2 : Paramètres et statistiques de la relation de court terme du modèle SENS	29
Graphique 26 : Forces de rappel issues des relations de long terme des modèles alternatifs	31
Tableau 3 : Paramètres et statistiques des modèles alternatifs à SENS	32
Graphique 27 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle SENS	33
Graphique 28 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle PDMGC	33
Graphique 29 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle AGE55	33
Graphique 30 : Emploi non-salarié non-agricole, simulation dynamique par le modèle TREND	33
Tableau 4 : Statistiques sur les simulations dynamiques, modèles SENS et alternatifs	35
Tableau A.1 : Construction de la série longue PDMGC	39
Tableau A.2 : Séries longues d'actifs de plus de 55 ans (AGE) et de ressources totales en main d'œuvre (RMO), en milliers	41
Tableau A.3 : Construction de la série longue ACCRE	42
Graphique B1 : Taux de survie des entreprises selon l'enquête Sine, en %	44
Graphique B2 : Taux de survie des entreprises issues de créations pures, sur 20 ans en %	44
Graphique B3 : Essai de modélisation « flux-stocks » du parc d'entreprises en France	44
Graphique B4 : Créations mensuelles d'entreprise et défaillances, en milliers	44
Graphique B5 : Créations d'entreprise et emplois créés, en milliers	45
Graphique B6 : Dynamisme des créations pures et emplois salariés créés, en milliers	45
Tableau C.1 : seuils critiques à 5% des tests KPSS, DFA et PP	47
Tableau C.2 : Statistiques de test des différentes séries en niveau	48
Tableau C.3 : Statistiques de test de la différence première du logarithme des différentes séries	48

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÊNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTES, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLÉY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université de Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004.
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriame MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005.
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Michèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÈMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selari ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CGS), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérangère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLETT (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DERROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.